Adolf Zimmer

DIE BILDUNG VON ORDNUNGEN IM MENSCHLICHEN GEDÄCHTNIS

1973

1974

PSYCHOLOGIE

Die Bildung von Ordnungen im menschlichen Gedächtnis

Inaugural - Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der
Philosophischen Fakultät
der
Westfälischen Wilhelms-Universität
zu
Münster/Westfalen

vorgelegt von

Adolf ZIMMER
aus
Bevensen/Krs. Uelzen

1973

Tag der mündlichen Prüfung: 20. 12. 1973

Dekan: Prof. Dr. L. Budde

Referent: Prof. Dr. W. Witte

Korreferent: Priv.-Doz. Dr. H. Kalling

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Vorwort

Die ersten Anregungen für die Beschäftigung mit dem Thema "Ähnlichkeit" erhielt ich in einem Seminar am Psychologischen Institut der Universität Münster: Prof. Dr. W. Witte/ Dr. H. Kallina "Seminar über Ähnlichkeit" im Sommersemester 1969.

Vieles dieser Arbeit geht auf die Diskussionen und Beiträge der Teilnehmer des Seminars insbesondere aber auf die Anregungen der Veranstalter zurück; wenn es auch im einzelnen nicht mehr möglich ist, festzustellen, wer jeweils die für diese Arbeit wichtigen Gedanken vorgetragen hat, so bin ich mir dieser Anregungen doch bewußt und bin froh, sie erfahren zu haben.

Das mathematisch-statistische Rüstzeug für diese Arbeit verdanke ich in erster Linie Herrn Privatdozent Dr. H. Kallina, der nicht nur in Übungen, sondern auch in vielen privaten Gesprächen mich für die formale und quantitative Behandlung psychologischer Probleme erst begeistert und dann auch ausgebildet hat.

Neben den Anregungen durch das Studium trugen vor allem die Diskussionen in dem DFG-Forschungsprojekt "Skalierung" (Leitung: Dr.H.Kallina) zu einer weiteren Konkretisierung meiner Vorstellungen über experimentelle Untersuchungen im Problembereich "Ähnlichkeit" bei.

Nach meiner Diplomierung in der Psychologie zeigte Herr Prof. Dr. W. Witte Sympathie für meine Absicht, dem Problem der Kategorisierung in psychischen Prozessen nachzugehen und war nicht nur behilflich, in vielen Diskussionen einen experimentellen Zugang zu diesem Problembereich zu finden, sondern regte auch vielfache Verbesserungen der Versuchspläne an, so daß viele Aspekte des Problems erst dadurch untersuchbar wurden.

Mein Dank gebürt ihm aber nicht nur wegen der fachlichen Beratungen, sondern auch wegen seines Zutrauens, ich werde auch ohne seine direkte Betreuung in Tübingen und hiernach Regensburg dieses Thema bearbeiten können.

Bei der Durchführung der Versuche wurde mir vielfältige Unterstützung durch Kollegen in Münster und Tübingen zuteil. Nicht vergessen werden dürfen in diesem Zusammenhang auch die Versuchspersonen, die mir mit Geduld und Bereitschaft zu Zusammenarbeit bei der Durchführung der Versuche halfen sowie ihre Vorgesetzten, die die Versuche bereitwillig durch Dienstbefreiung der Versuchspersonen und die Stellung von Räumen unterstützten; namentlich möchte ich vor allem die Herren Sprinz, Gebert, Pfeiler und Segler von der Landespolizeischule "Carl Severing" in Münster nennen.

Die Auswertung der Daten in der hier vorliegenden Form wäre nicht möglich gewesen, wenn nicht Herr Dipl.Psych. W. Buchtala bereit gewesen wäre, die von ihm entwickelten oder adaptierten Computerprogramme zur Verfügung zu stellen und selbst am Rechenzentrum Münster die Daten der Versuche der mehrdimensionalen bzw. hierarchischen Analyse zu unterziehen. Sein Anteil am Zustandekommen dieser Arbeit ist nicht zu unterschätzen.

Während der Arbeit an der hier vorliegenden Untersuchung war ich als Mitarbeiter an dem obengenannten DFG-Projekt, am Psychologischen Institut der Universität Tübingen sowie am Lehrstuhl Psychologie III der Universität Regensburg beschäftigt. An dieser Stelle möchte ich meinen Vorgesetzten für ihre Bereitwilligkeit, meine Arbeit zu unterstützen, aufrichtig danken.

Wenn der Dank an meine Frau an letzter Stelle steht, so weist das vor allem auf ihre Hilfe bei der Arbeit in den gerade vergangenen Wochen hin, wo sie durch Ermunterung und tätige Hilfe mich davon abhielt, den Bericht über die Arbeit abzubrechen und erst die vielfältigen Fragen zu untersuchen, die sich während der Arbeit aufgetan haben und in diesem Bericht nicht oder nur ungenügend behandelt sind.

Regensburg, den 3.7.1973 A. Zimmer

I N H A L T S V E R Z E I C H N I S

0. Einleitung	Seite 6
0.1 Exkurs: mehrstellige Ähnlichkeitsrelationen	11
0.2 Exkurs: Bestimmung optimaler Kategoriengrößen in hierarchischen Begriffssystemen	13
1. Vorversuche	19
1.1 Auswahl von Alltagsbegriffen aus der Biologie	22
1.2 Erstellung der Lernlisten 1 - 5	25
2. Durchführung der Hauptversuche	27
2.1 Versuchspersonen (Kennzeichnung der Stichprobe)	27
2.2 Versuchsdurchführung	27
2.3 zeitlicher Ablauf der Versuchsschritte	28
2.4 Versuchsanweisungen	30
3. Ergebnisse	34
3.1 Übersicht über die Daten aus den Experimenten	34
3.2 Verarbeitung der Daten	35
3.2.1 Bestimmung der Distanzen zwischen den Wörtern in den Erinnerungsprotokollen	35
3.2.2 Bestimmung der Distanzen zwischen den Wörtern in den Sortierversuchen	36
3.2.3 Exkurs: Zur mathematischen Struktur hierarchischer Ordnungen	37
3.3 Untersuchung der Randbedingungen der Erinnerungsleistungen	40
3.3.1 Subjektive Beurteilungen der Begriffe nach 'Verwendungshäufigkeit' und 'Konkretheit der Vorstellung'	40
3.3.2 Auswirkungen der Strukturen der Lernlisten auf die Erinnerungsleistungen	42
3.3.3 Einschübe ('intrusions') in den Erinnerungsprotokollen	44

3.3.4 Zusammenhänge zwischen den Testergebnissen und bestimmten Charakteristika des Suchverhaltens beim Erinnern 47

3.3.5 Bestimmung der serialen Effekte 49

3.4 Organisationen im Langzeitgedächtnis und in Ähnlichkeitsbeurteilungen 55

3.4.1 Vergleich der Ergebnisse der Erinnerungsversuche mit denen der Sortieraufgabe 55

3.4.2 Analyse von mehrstelligen Ähnlichkeitsrelationen 65

3.4.3 Exkurs: Metrische Strukturen in Begriffsbäumen 68

3.4.4 Darstellung der Ergebnisse der Sortierversuche 72

3.4.5 Die Analyse von überlappenden Kategorien als Halbgitter 80

4. Zusammenfassung 83

5. Literaturverzeichnis 85

Anhang A

Darstellung der herangezogenen mathematischen Modelle in geschlossenem Zusammenhang

0. Einleitung 1

1. Datentheoretische Interpretationen von mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen 3

1.1 EKMANs Vektorenmodell der mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen 3

1.2 Das Halo-Modell der direkten mehrdimensionalen Verhältnisschätzung 8

1.3 Das Mengenmaß-Modell von KALLINA und OLDENBÜRGER 11

1.4 Eigenschaften der symmetrischen Mengendifferenz im Vergleich zu EKMANs Vektorenmodell 14

2. Parametrische Distanzmodelle 16

3. Nichtparametrische Distanzmodelle 22

4. Ein Modell mit definitorisch festgelegtem Ähnlichkeitsindex: das semantische Differential 26

Exkurs: graphentheoretische Repräsentation von Ähnlichkeitsbeziehungen 35

5. Klassifikatorische Modelle 39

5.1 Latente-Klassen-Modelle 41

5.2 Kombination von Clusteranalyse und räumliche Darstellung 43

6. Hierarchische Modelle 45

6.1 Hierarchische Modelle mit disjunkten Clustern 46

6.2 Hierarchische Cliquenanalyse 50

6.3 Vergleich von hierarchischen Cliquen mit hierarchischen Clusteranalysen 52

Literaturverzeichnis 57

Anhang B

vorläufige Liste alltagssprachlicher biologischer Begriffe

endgültige Liste alltagssprachlicher biologischer Begriffe

0. Einleitung

ἔξιν ἐνμνημονευτα ὅσα τάξιν τινὰ ἔχει+

Diese Feststellung des ARISTOTELES, daß Geordnetes leichter zu erinnern ist als Ungeordnetes, markiert den Beginn der Beschäftigung mit den Ursachen dafür, daß bestimmte Gedächtnisinhalte leicht verfügbar sind, andere dagegen nur sehr schwer oder überhaupt nicht.

Besondere Bedeutung bekamen diese Überlegungen in den griechischen und später den römischen Rhetorikschulen, wo zur Einprägung kunstvoller Reden wirksame Techniken für die Schulung des Gedächtnisses entwickelt wurden; Einblick in diese Techniken gibt die Metaphorik der Phänomenologie der 'memoria' bei AUGUSTINUS++, der sich aber darüberhinaus noch mit der Frage beschäftigt hat, woher es im Gedächtnis zur Veränderung (vel minuendo,vel augendo, vel utcumque variando) der Sinneswahrnehmungen (quidquid sensus attigit) kommt und in welchem Zusammenhang sie mit der Erleichterung des Zugangs zu den Gedächtnisinhalten steht, 'ea cogitando quasi colligere atque animadvertendo curare ut tamquam ad manum posita in ipsa memoria iam familiari intentioni occurant' (Confessiones,X,11,18). Ähnliche Gedanken finden sich später bei DESCARTES (Regulae ad directionem ingenii, V).

Die experimentelle Gedächtnisforschung, wie sie von EBBINGHAUS (1885) begonnen wurde, knüpfte jedoch nicht an diese Überlegungen und Beobachtungen an, sondern schloß sie aus prinzipiellen Gründen aus; lediglich raumzeitliche Assoziationen zwischen den sinnlosen Silben wurden von ihm zur Erklärung der beobachteten Phänomene herangezogen.

G.E.MÜLLER (1913) stellte dagegen bei seinen Experimenten mit sinnlosen Silben die Bildung von 'Komplexen' beim mechanischen Auswendiglernen fest, ein Faktum, das sich nicht auf raumzeit-

---

+ARISTOTELES, 452 a, 1

++Confessiones, X, 8

liche Assoziationen zurückführen läßt, sondern auf Gruppierungstendenzen in der menschlichen Wahrnehmung und/oder der Gedächtnisverarbeitung.
Insbesondere der letzte Gedanke wurde bestimmend für die Gedächtnisforschung der 'Berliner Schule'[+], der Gestaltpsychologie, und wurde von KÖHLER (1941) in das folgende Postulat gefaßt: '...whatever factors favor organization in primary experience must at the same time favor association, retention, and therefore recall' (S. 492 f.).

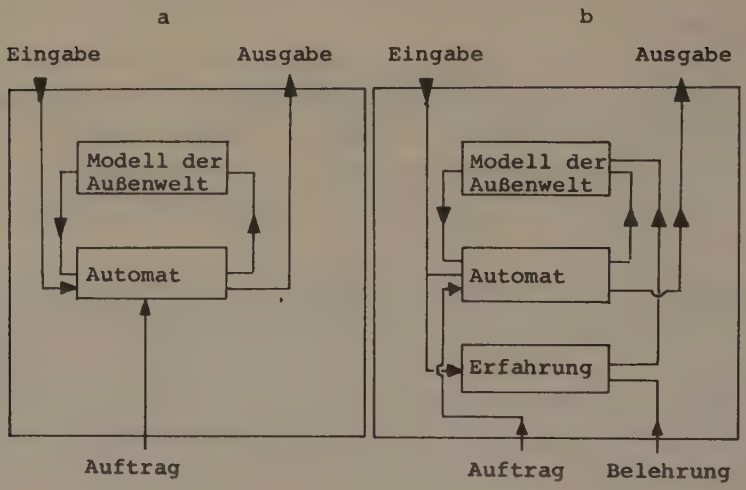
BARTLETTs (1932) Untersuchungen von Bildern und Prosatexten führten ihn zu der Annahme, daß die Verarbeitung der Gedächtnisinhalte von dem in der individuellen Lerngeschichte entstandenen internen Modell der Außenwelt und den darin verfügbaren Schemata[++] abhängt und Erinnerung damit vor allem als rekonstruktiver bzw. redintegrativer Prozeß aufzufassen ist und nicht als einfache Reproduktion.

OLDFIELD (1954), der vor allem die Fälle untersuchte, in denen vorhandene Schemata zur Diskriminierung nicht ausreichten, erweiterte das BARTLETTsche Modell durch die Konzeption 'schema plus correction'.
Durch BROADBENT (1958), der den Schemabegriff informationstheoretisch faßte, gewann diese Konzeption insbesondere auf die automatische Zeichenerkennung im Zusammenhang mit 'Invarianten'- bzw. 'Gestaltenbildung' erheblichen Einfluß (siehe STEINBUCH, 1959) wie aus seinen Modellen der automatischen Zeichenerkennung hervorgeht (siehe Abb.1).

[+] besonders bedeutsam ist in diesem Zusammenhang die Arbeit von WULF (1921), dessen Ergebnisse auf eine Tendenz zur Bildung von prägnanten und homogenen Gruppen hinweisen.

[++] der Schemabegriff BARTLETTs (1932) deckt sich mit dem von METZGER (1941).

Abb. 1 Starres System (a) und Lernsystem (b) zur automatischen Zeichenerkennung (STEINBUCH, 1959)



Während in der automatischen Zeichenerkennung die Bildung eines 'Modells der Außenwelt' und die Ableitung (im starren System) oder der Erwerb (im Lernsystem) von Kategorien, in die die Eingabe eingeordnet werden soll, um sie zu identifizieren, vor allem nach technischen Gesichtspunkten zu geschehen hat, werden gerade die Prozesse bei der Bildung von Kategorien ein zentrales Problem in der psychologischen Gedächtnisforschung. Wenn man nämlich auf der einen Seite die deutlich eingeschränkte menschliche Gedächtniskapazität betrachtet und auf der anderen Seite die vielfältigen vom Menschen geleisteten Erinnerungs- und Identifizierungsleistungen, die in Effektivität und Umfang jede automatische Zeichenerkennung weit übertreffen, dann ist es notwendig anzunehmen, daß im Gedächtnis nicht nur Reiz-Reaktionsverbindungen gespeichert sind, sondern daß die Gedächtnisinhalte in einer Weise organisiert sind die einen raschen und zuverlässigen Zugriff im Gedächtnis ermöglichen.

MANDLER (1967 a) beschreibt im Anschluß an die nun schon klassischen Überlegungen G.A.MILLERs (1956) für eine solche Organisation notwendige Prozesse im menschlichen Gedächtnis:

"Organization is absolutely necessary if memory is to exceed the limit of individual items that the system can deal with at any one time. This process of organization involves recoding the input material into new and larger chunks. Memory consists of the recall of a limited number of chunks (that is about seven) and the retrieval of the contents of these chunks" (MANDLER, 1967a, S. 331).

Ausgangspunkt der neueren experimentellen Untersuchungen über die Organisation im Langzeitgedächtnis sind die Arbeiten BOUSFIELDs (1953), der feststellte, daß Versuchspersonen in freien Erinnerungsversuchen mit sinnvollem sprachlichem Material die Wörterabfolge von in Zufallsreihenfolge vorgegebenen Listen in ihren Erinnerungsprotokollen in systematischer Weise veränderten und zwar so, daß Wörter, die zur gleichen semantischen Kategorie gehören, nacheinander genannt wurden; BOUSFIELD erkannte, daß ein Mittel gefunden ist, um zusätzlich Information über höhere geistige Prozesse in der Erinnerung zu erhalten (BOUSFIELD, 1953, S. 229), wenn dieser Vorgang ('clustering') quantifiziert werden kann.
Das von BOUSFIELD entwickelte Maß für 'clustering' ist ein Analogon zum runs-Test (SWED/EISENHART, 1943)[+] und setzt voraus, daß die Wörter von vornherein eindeutig in Kategorien eingeteilt werden können. Damit ist eine wichtige Einschränkung für alle Untersuchungen gegeben, die auf dem BOUSFIELDschen oder verwandten Maßen (für eine Übersicht und Kritik der Maße siehe COLLE, 1972) basieren: sie messen nur die Übereinstimmung mit Versuchsleiter-Kategorisierungen; alle anderen Kategorisierungen, insbesondere hierarchische werden als Fehler interpretiert.

Mit solchen Cluster-Maßen wurde vor allem der Zusammenhang zwischen Organisationsstärke und Erinnerungsleistung gemessen[++].

[+] der 'runs-Test' dient der Entscheidung, ob in einer Abfolge von Ereignissen diese unabhängig (Nullhypothese) oder abhängig (Arbeitshypothese) sind, wobei Abhängigkeit folgendermaßen definiert ist:

$$p\left(\begin{array}{l}\text{Ereignis 'x'}\\ \text{im n-ten Versuch}\end{array}\middle|\begin{array}{l}\text{Ereignis 'x'}\\ \text{im (n-1)-ten Versuch}\end{array}\right) \neq p\left(\begin{array}{l}\text{Ereignis 'x'}\\ \text{im n-ten Versuch}\end{array}\right)$$

[++] für einen neueren Überblick siehe SHUELL (1969)

Ein anderer Ansatz wurde von TULVING (1962) entwickelt, der in seinen freien Erinnerungsversuchen Wörter benutzte, die keine kategorialen oder assoziativen Beziehungen aufwiesen. Bei der Analyse der Organisation ging TULVING davon aus, daß diese sich in der Übereinstimmung von Erinnerungsprotokollen ein und derselben Versuchsperson zeigen müsse. Die Untersuchung zeigte, daß tatsächlich Versuchspersonen hoch-konsistente Erinnerungslisten produzierten und daß die Höhe der Korrelationen zwischen den Reihenfolgen der Erinnerungsprotokolle im Laufe einer Serie von Erinnerungsversuchen anstieg und mit der Erinnerungsleistung zusammenhing.

Beide Ansätze zusammen zeigen, daß (a) Versuchspersonen in der Lage sind, die vom Versuchsleiter bestimmten Kategorien zur Organisation der Gedächtnisinhalte zu benutzen und daß (b) bei Fehlen einer solchen Kategorisierung Versuchspersonen dennoch die Wörter in eine konsistente Organisation bringen.
Als konstituierend für eine solche Organisation wird die phänomenale Ähnlichkeit zwischen den durch die Wörter repräsentierten Begriffen angesehen: "with the adult's vast capabilities for searching out similarities and dissimilarities, almost any collection of 'unrelated words' can be partitioned into subsets within which items share a number of features' (BOWER, 1970, S. 32).
Überlegungen zu den zugrundeliegenden Prozessen finden sich beiKÖHLER (1940): "Whenever in the midst of present mental processes a step is taken back into the past the specific direction of this step appears to be determined principally by kinship between the processes of the moment and particular traces of the past. This holds for recognition, for recall by similarity as such, and for recall on the basis of an association"(S. 134).
Ähnlich wie CARNAP (1928) die Relation 'ähnlich' (reflexiv, symmetrisch und nichttransitiv) zur Grundlage für die logische Analyse des Aufbaus der Welt macht, läßt sich mit dieser Relation die Organisation im Gedächtnis darstellen; fraglich ist jedoch, ob die zweistellige Ähnlichkeitsrelation nicht eine allzu große Vereinfachung des Ähnlichkeitserlebens darstellt:
Erfahrungen wie 'ich sah erst, daß A und B ähnlich sind, als ich sie zusammen mit ihrem Vater sah' weisen auf mehrstellige Ähnlichkeitsrelationen hin.

0.1. Exkurs: Mehrstellige Ähnlichkeitsrelationen

Es ist fraglich, ob paarweise Vergleiche den Ausgangspunkt für eine Strukturierung der wahrgenommenen Welt darstellen, wie es z.B. beiCARNAP (1928) implizit angenommen wird.
Das Rationale des alternativen Ansatzes, in dem Ähnlichkeit eine mehrstellige Relation darstellt, kann am besten anhand des folgenden Beispiels demonstriert werden:
Als Ergebnis eines freien Reproduktionsexperiments liege das folgende Protokoll vor, wobei '1' Reproduktion und 'O' Nicht-Reproduktion bedeutet.

Tabelle 1 Beispiel für mehrstellige Ähnlichkeitsrelationen

Erinnerungsversuch:	1	2	3	4	5	6	7	8
Wort X_1	1	1	1	1	0	0	0	0
Wort X_2	1	1	0	0	1	1	0	0
Wort X_3	0	0	1	1	1	1	0	0
Wort X_4	0	1	0	1	0	1	0	1

Ein paarweiser Vergleich der Reproduktionsprotokolle einzelner Wörter z.B. mit einer Hammingdistanz bringt als Ergebnis gleiche Ähnlichkeit bzw. Unähnlichkeit zwischen allen Wörtern. Wenn man dagegen die Wörter X_1, X_2 und X_3 herausgreift, so stellt man fest, daß von den acht möglichen Permutationen 111 , 110 , 100 , 000 , 011 , 001 , 101 , 010 nur vier in diesen Tripeln auftreten. Das bedeutet, daß ein gruppierender Zusammenschluß dieser Wörter erst bei Ähnlichkeit als dreistellige Relation auftritt.

Diese Art von Ähnlichkeit ist bisher noch recht wenig untersucht worden (siehe WATANABE, 1969), was an folgenden Gründen liegt:

(1) Um statistisch gesicherte Aussagen über mögliche n-stellige Ähnlichkeitsrelationen machen zu können, müssen (a) sehr viel mehr als n Objekte vorliegen und (b) diese Objekte nach sehr viel mehr als n Gesichtspunkten beurteilt werden, wobei unter 'sehr viel mehr' mindestens n^2 zu verstehen ist. Der damit verbundene experimentelle Aufwand ist immens. Darüberhinaus ist die Invarianz der gefundenen Ordnung bei Hinzunahme nur eines weiteren Objekts nicht gewährleistet: Ein Wort X_5 mit einem Erinnerungsprotokoll 1 1 0 0 0 0 1 1 würde z.B. gleichzeitig die dreistellige Relation zwischen X_2, X_3 und X_5 nahelegen und aber auch zweistellige

Relationen plausibel erscheinen lassen. Gegen diese unerwünschte Stichprobenabhängigkeit der gefundenen Ordnungen kann man sich nur durch äußerst umfangreiche Objektmengen absichern.

(2) Die für eine solche Untersuchung adäquate Methode, der Sortierversuch ('free-card-sorting' SHIPSTONE, 1960; MILLER, 1969,) wurde bislang nur zur Konstruktion zweistelliger Distanzen benutzt, indem man die trivialen Metriken der einzelnen Versuchspersonen zu einer Gesamtmetrik aufaddierte. Erst die Analyse von Abstandsmaßen zwischen den Trivialmetriken BOORMAN/ ARABIE, 1972; BOORMAN/OLIVIER, 1973) ermöglicht die Suche nach konsistenten mehrstelliger Ähnlichkeitsrelationen.

(3) Die üblichen Methoden für die Generierung von Clustersystemen sind für eine solche Relation nicht geeignet. Auch die von WATANABE (1971) vorgeschlagene Methode von BRAVERMAN (1966) ist nur dann geeignet, wenn zusätzlich zu den Ähnlichkeit determinierenden Eigenschaften auch noch deren Wahrscheinlichkeitsverteilungen bekannt sind.
Es sei v_i der Vektor, der das Objekt $_i$ repräsentiert. Nach Einführung eines Systems von Funktionen $\{ \phi_\ell \}$ $\ell = 1,2, \ldots, L$ läßt sich die verallgemeinerte Distanz zwischen den Objekten $_i$ und $_j$ bestimmen:

$$g(v_i; v_j) = \sqrt{K(v_i; v_i) + K(v_j; v_j) - 2K(v_i; v_j)}$$

wobei $K(v_i; v_j) = \sum_{\ell=1}^{L} \lambda_\ell^2 \phi_\ell(v_j) \phi_\ell(v_i)$. λ^2 ist ein Gewichtungsfaktor. Wenn $\phi_\ell(v_j)$ die ℓ-te Komponente von v_j ist und $L = n$, dann geht diese Distanzfunktion in die euklidische über. Das Ziel des Vorgehens von BRAVERMAN ist die Minimierung der gesamten gewichteten Anti-Kohäsion der Objektmenge $\mathcal{O}$, wobei die Anti-Kohäsion in $\mathcal{O}_I \subseteq \mathcal{O}$ gegeben ist als

$$A(\mathcal{O}_I) = \frac{\int_I \int g(v_i; v_j)\, p(v_i) \cdot p(v_j)\, dv_i\, dv_j}{\int_I \int p(v_i)\, p(v_j)\, dv_i\, dv_j}$$

$p(v_j)$ ist die Wahrscheinlichkeitsdichte im v-Raum und die Integration geschieht über die Region des Raumes, die σ_I zugeordnet ist.

WATANABE (1971) zeigt, daß diese Minimierung der Anti-Kohäsion der Maximierung der Kohäsion äquivalent ist. Bei Daten wie in dem oben angeführten Beispiel erscheint die Methode von BRAVERMAN anwendbar. (siehe Seite 64).

Die bisher referierten Befunde zeigen deutlich, daß

(1) Organisations-Prozesse im menschlichen Gedächtnis stattfinden und daß

(2) die darauf basierenden Organisationen die Gedächtnisleistung positiv beeinflussen+.

Die Erleichterung des Erinnerns scheint mit zwei Größen zusammenzuhängen, der Größe der gebildeten Kategorien und der Ordnung der Kategorien zueinander.

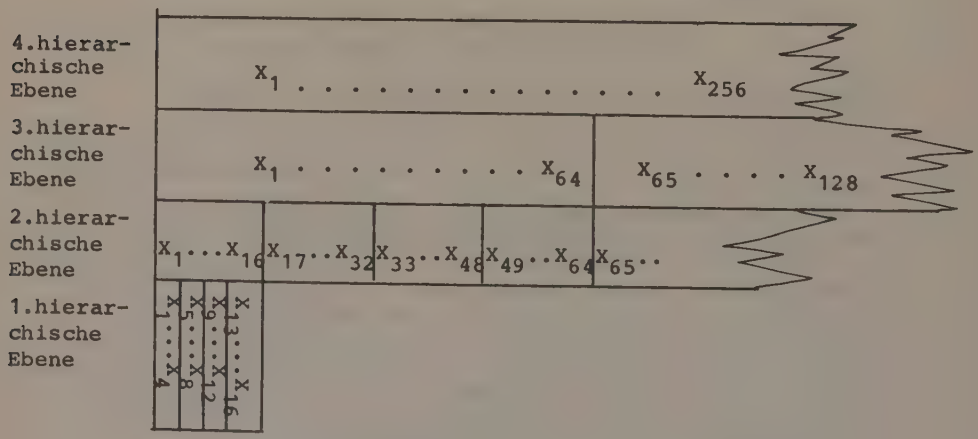
0.2. Exkurs: Bestimmung optimaler Kategoriengrößen in hierarchischen Kategoriensystemen

Zur Frage nach der optimalen Kategorien- oder Chunk-Größe gibt es eine Reihe von Untersuchungen, ausgehend von MILLERs (1956) Artikel über die 'magische Zahl Sieben' (WICKELGREN, 1964; MANDLER, 1967a,b; SIMON, 1970); sie deuten darauf hin, daß die optimale Größe zwischen drei und sieben liegt. Neben diesen empirischen Untersuchungen ist es aber auch möglich, optimale Clustergrößen mithilfe eines formalisierten Suchmodells zu finden. Solche Suchmodelle werden in der modernen Bibliotheksforschung und vor allem bei der Minimierung der Zugriffszeiten bei Computern (siehe z.B. SUSSENGUTH, 1963; MATTSON et al. 1970) angewendet.
Eine Anwendung dieser Überlegungen auf die psychologischen Gegebenheiten bei der Suche im Gedächtnis läßt sich direkt durchführen (siehe dazu DIRLAM 1972):

+In Versuchen mit Versuchsleiter-Kategorisierungen zeigt sich dieser positive Zusammenhang nicht immer (COFER et al., 1966); das hängt vor allem damit zusammen, inwieweit diese Kategorisierungen für eine Versuchsperson sichtbar werden; außerdem spielen offensichtlich Kategorienzahl und -größe eine Rolle: DALLET (1964) fand eine umgekehrt-u-förmige Beziehung zwischen Kategorienzahl und Erinnerungsleistung.

Gegeben sei z.B. eine Erinnerungsliste von 256 Wörtern; eine Versuchsperson habe alle Wörter gelernt. Damit ist der Speicher der Versuchsperson mit 256 'Einheiten' belastet. Später werde die Versuchsperson mit einer Wiedererkennungsaufgabe konfrontiert (z.B. "Befand sich Wort X_1 in der Liste?"). Wenn die Versuchsperson die einzelnen Wörter beziehungslos gelernt hat, sind im Schnitt 128,5 Vergleichsoperationen notwendig, um das gesuchte Wort in der Liste zu finden.
Wenn dagegen die Versuchsperson die Wörter nach irgendeinem abstrakten System geordnet hat, z.B. nach Wortlänge in die 4 Klassen 'einsilbig', 'zweisilbig', 'dreisilbig' und 'vier- und mehrsilbig', so reduziert sich die Suche auf durchschnittlich 2,5 Suchschritte zwischen den Klassen und durchschnittlich 32,5 Suchschritte innerhalb der Klassen; d.h. durch eine Mehrbelastung des Speichers von 4 'Einheiten', also weniger als 2 %, verringert sich die Anzahl der Suchschritte auf 27,2 % der ursprünglichen Zahl. Eine weitere Minimierung der Anzahl benötigter Suchschritte ist möglich, wenn eine hierarchische Klassifikation wie in Abbildung 2 durchgeführt wird:

Abbildung 2 Symmetrische Hierarchisierung von 256 Wörtern



In diesem System muß die Versuchsperson auf jeder Ebene der Hierarchie im Durchschnitt $\frac{1+2+3+4}{4} = 2,5$ Suchschritte ausführen, insgesamt ist also der Erwartungswert für die Anzahl benötigter Suchschritte $4 \cdot 2,5 = 10$. Hier wird eine Verminderung der Anzahl der Suchschritte auf 7,8 % erreicht bei einer gleichzeitigen Mehrbelastung des Speichers um 4,7 %.

Bei Zugrundelegung dieses formalen Suchmodells erscheint eine hierarchische Ordnung dann optimal zu sein, wenn bei möglichst geringfügiger Mehrbelastung des Speichers eine möglichst große Reduzierung der Suchzeit erreicht wird; dieses Problem ist algebraisch lösbar.

Definitionen

X: = Anzahl der Suchprozesse bis zur Auffindung des richtigen Wortes
n: = Anzahl der Wörter in der Erinnerungsliste
v: = Anzahl der Ebenen in der hierarchischeh Ordnung
u: = Anzahl der Klassen auf jeder hierarchischen Ebene

Auf jeder hierarchischen Ebene müssen $\frac{\frac{u\ (u+1)}{2}}{u} = 1/2\ (u+1)$ Vergleiche angestellt werden, insgesamt also

(1) $X = v \cdot \frac{u+1}{2} = v/2(u+1)$

Vergleiche. Unter der Voraussetzung gleich großen Klassen ist

(2) $n = u^v$

und daher

(3) $v = \frac{\ln n}{\ln u}$

Durch Einsetzen von (3) in (1) ergibt sich

(4) $X = \frac{\ln n}{2 \ln u} (u+1)$

Um ein Minimum für X zu finden, wird die Funktion nach u abgeleitet und gleich Null gesetzt

(5) $\frac{\partial X}{\partial u} = \frac{\ln n}{2} \frac{d(\frac{u+1}{\ln u})}{d u}$

$= \frac{\ln n}{2} \frac{(\ln u - (u+1)\ d(\ln u / d u))}{(\ln u)^2}$

$= \frac{\ln n}{2} \frac{\ln u - ((u+1)/u)}{(\ln u)^2}$

Nullsetzung dieser ersten Ableitung ergibt

(6a) $\frac{\ln n}{2} = o$ damit ist impliziert, daß

$n = 1$, d.h. der triviale Fall einer Wörterliste mit nur einem Wort. Als nichttriviale Lösung ergibt sich daher

(6b) $\ln u = 1 + \frac{1}{u}$

$u \approx 3{,}59$

Diese Vorgehensweise ist nicht völlig korrekt, da es sich nicht um eine stetige Funktion handelt, weil $X \in \mathbb{N}$.

Durch Übergang zu $\mathcal{E}(X)$, dem Erwartungswert der Klassengröße bei unendlich vielen Realisationen, kann dieses Vorgehen als Approximation der tatsächlichen Gegebenheiten akzeptierbar sein.

Ausgehend von der Überlegung, daß eine wirksame Suchstrategie auch unter ungünstigen Bedingungen die Suchdauer nicht zu groß werden lassen sollte, erscheint die Minimierung der Funktion X_{max}, der größtmöglichen Anzahl von notwendigen Suchschritten, sinnvoll.

(7) $X_{max} = u \cdot v$

(8) $= \ln n \quad \frac{u}{\ln u}$ siehe (3)

Ableitung nach u ergibt

$$\frac{\partial X_{max}}{\partial u} = \ln n \, \frac{d(\frac{u}{\ln u})}{d u}$$

$$= \ln n \, \frac{\ln(u) - u \, d(\ln u)/d(u)}{(\ln u)^2}$$

$$= \ln n \, \frac{\ln u - 1}{(\ln u)^2}$$

Extremwertbestimmung durch Nullsetzen ergibt als nichttriviale Lösung

(9) $0 = \frac{\ln(u) - 1}{(\ln u)^2}$

bei $u = e$ ein endliches Extremum (Minimum), d.h. bei dieser Vorgehensweise liegt der Erwartungswert der optimalen Klassengröße bei 2.72.

Es erscheint plausibel anzunehmen, daß die Kategoriengröße bei Suchprozessen mit bekanntem -möglicherweise a priori geordnetem - Material infolge der vorliegenden Ordnungen eher von diesen optimalen Klassengrößen abweichen als bei Suchprozessen mit unbekanntem Material wie z.B. Trigrammen

bzw. geometrischen Figuren (was sich auch empirisch belegen läßt (ZIMMER, 1973)).

Die Entwicklung hierarchischer Clustertechniken durch SOKAL/SNEATH (1963), ihre Weiterentwicklung und Anwendung auf semantische Probleme durch S.C.JOHNSON (1968) und G.A.MILLER sowie die Entwicklung der mehrdimensionalen Skalierung eröffnen neue Möglichkeiten für die Analyse von Daten aus freien Erinnerungsversuchen, da hiermit die Feinstruktur der Organisation erfaßt werden kann. FRIENDLY (1972) wendete als erster hierarchische Clustertechniken an und konnte damit vor allem das Vorhandensein von Kategorien höherer Ordnung nachweisen. In der hier vorliegenden Arbeit werden mithilfe von Clustertechniken und mehrdimensionaler Skalierung die Ergebnisse von freien Erinnerungsversuchen und Kategorisierungen nach erlebter Ähnlichkeit verglichen, um so Ordnungen aufgrund von Ähnlichkeitsurteilen Ordnungen aufgrund von Wirkungen der Ähnlichkeit gegenüberstellen zu können.
Zusammenfassend lassen sich die Annahmen der Organisationsforschung im Gedächtnis in den folgenden Punkten darstellen:

(1) Die Struktur eines Gedächtnisprotokolls hängt davon ab, welche Struktur die Versuchsperson in dem vorgegebenen Lernmaterial entdeckt hat (MANDLER, 1967).

(2) Jede beliebige Liste von Wörtern kann von einer Versuchsperson so organisiert werden, daß sie ihre Gedächtnisleistung maximiert.

(3) Die Erinnerung von Inhalten des Langzeitgedächtnisses scheint ein Zwei-Stufen-Prozeß zu sein; in der ersten Stufe werden mithilfe einer geeigneten Strategie aus der Organisation der Gedächtnisinhalte möglichst alle infragekommenden Objekte (in der amerikanischen Literatur:'items') gesucht und in der zweiten Stufe wird dann aus diesen das richtige mittels Wiedererkennung bestimmt[+].

[+] Dieser Zwei-Stufen-Prozeß läßt sich mit einem Markov-Modell mit drei Zuständen darstellen (KINTSCH, 1970).
Es handelt sich dabei um eine absorbierende Markov-Kette mit den Zuständen: Suchen, Strategie Anwenden, Identifizieren; die Kette beginnt mit Zustandswahrscheinlichkeiten (1,0,0) und endet mit (0,0,1).

In der vorliegenden Arbeit soll vor allem untersucht werden, wie sich Strukturierungen des Lernmaterials auf die Erinnerungsleistung auswirken, welche Bedeutung Oberbegriffe in den Suchprozessen haben und welchen Zusammenhang es zwischen beurteilter Ähnlichkeit und Wirkungen von Ähnlichkeiten gibt. Der letzte Punkt ist nicht nur von Interesse in der Gedächtnisforschung, sondern liefert auch Hinweise auf die Validität bzw. Nichtvalidität der auf Ähnlichkeitsurteilen basierenden Analyseverfahren.

1. Vorversuche

Die Vorversuche hatten insgesamt drei Ziele

(1) Prüfung der experimentellen Anordnungen
(2) Wahl eines geeigneten Objektbereichs
(3) Überprüfung der Rationalia von Auswertungsverfahren.

Um eine kohärente Darstellung zu erreichen, wird darauf verzichtet, über alle Versuche ausführlich zu berichten; stattdessen werden die Ergebnisse der Vorversuche und/oder deren Konsequenzen jeweils dann angeführt, wenn Vorgehensweisen in der Durchführung und Auswertung es notwendig erscheinen lassen.

Im Rahmen der Vorversuche wurden vor allem die folgenden experimentellen A n o r d n u n g e n untersucht:

(a) Klassifizierungsversuch entsprechend dem Vorgehen von MEILI (1926),
(b) sogenanntes 'free-card-sorting', ein Aufbau, der den o.g. Klassifizierungsversuchen ähnelt und von SHIPSTONE (1960) und MILLER (1969) weiterentwickelt wurde,
(c) Konstruktion von verbundenen Ähnlichkeitsgraphen, entsprechend dem Vorgehen von FILLENBAUM/RAPOPORT (1971),
(d) Stufenweise Partitionierungen von Objektmengen in Übereinstimmung mit den Clusterbildungsverfahren von SOKAL/SNEATH (1963) bzw. JOHNSON (1968),
(e) freies Erinnern von optisch dargebotenem Material in der Standardvorgehensweise für Gruppenversuche (siehe BOWER, 1972),
(f) das semantische Differential in der Standardvorgehensweise und der Modifizierung von MICKO (1963), (siehe Anhang A).

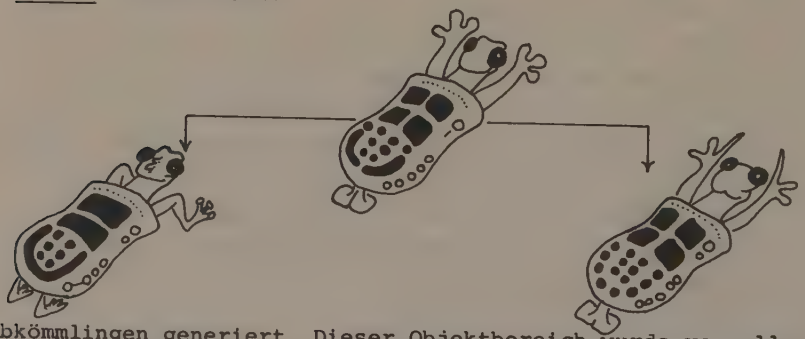
Für die Durchführung der Hauptversuche stellten sich die Anordnungen (b) und (e) als besonders geeignet heraus, da in beiden Vorgehensweisen relativ voneinander unabhängige Zugänge zum strukturierenden und/oder klassifizierenden Verhalten gegeben sind.

Zugleich mit der Prüfung experimenteller Anforderungen wurden eine Reihe von O b j e k t b e r e i c h e n auf ihre Eignung für die Prüfung der Hypothesen untersucht.
Im Einzelnen wurden überprüft:

Geometrische Figuren nach den Dimensionen 'eckig - rund', Haupterstreckung: 'horizontal - vertikal', 'hell - dunkel' variiert. In jeder Dimension lagen drei Ausprägungen vor, wobei die mittlere nach der Bisektionsmethode bestimmt wurde, sodaß insgesamt $3^3 = 27$ Objekte vorlagen. Mit diesem Objektbereich wurde vor allem die experimentelle Anordnung (d), aber auch (a) - (c) überprüft. Da eine Anwendung beim Freien Erinnern nicht ökonomisch möglich war, wurde dieser Objektbereich nur in den Vorversuchen verwendet.

Caminalcules, entsprechend dem Vorgehen von CAMIN (siehe SOKAL/SNEATH, 1963) wurden mithilfe von Mutationsregeln aus einem von CAMIN konstruierten Phantasietier (CAMINALCULIS) (siehe Abb. 2) Generationen von insgesamt 12 mutierten

Abb. 2 CAMINALCULES



Abkömmlingen generiert. Dieser Objektbereich wurde vor allem mit der Methode des 'free card sorting' und des semantischen Differentials untersucht. Wegen der in den Versuchen auftretenden äußerst starken Wechselwirkungen der durch Mutation veränderten Eigenschaften (zu diesem Problem siehe WENDER. 1973) und der starken individuellen Unterschiede in der Gewichtung der Eigenschaften wurde dieser Objektbereich in den Hauptversuchen nicht weiter verwendet.

Alltagssprachliche biologische Begriffe; da dieser Bereich sich für alle experimentellen Anordnungen eignet, wurde er am intensivsten untersucht, um ihn für die Hauptversuche so zu

sichten, daß die Wirkung von Störfaktoren minimiert werden konnte. Als wichtigste Störfaktoren bei verbalem Material haben sich Unterschiede in der Verwendungshäufigkeit (siehe BOLSCHUNOW/SOLOWJEW , 1969) und der affektiven Konnotationen (siehe McNULTY/ISNOR, 1968) herausgestellt. Da dieser Objektbereich sich als der am besten geeignete für die Hauptversuche erwies, wird die Vorgehensweise bei seiner Untersuchung weiter unten ausführlich dargestellt.

Im Rahmen der Vorversuche wurden teils mit simulierten Daten teils mit eigens erhobenen experimentellen Daten die folgenden A u s w e r t u n g s v e r f a h r e n überprüft:+

(a) nicht-parametrische mehrdimensionale Skalierung (MINISSA),

(b) faktorenanalytische Auswertung des semantischen Differentials,

(c) hierarchische Clusterverfahren (complete, average und single linkage),

(d) Prüfung von empirischen Graphen gegen Zufallsgraphen,

(e) Darstellung hierarchischer Strukturen als Halbgitter.

Mit Ausnahme des semantischen Differentials wurden sämtliche Verfahren im Rahmen der Vor- oder Hauptversuche eingesetzt, da sie sich als verwendbar für die Modellierung psychologischer Prozesse erwiesen.

+Für Details siehe jeweils Anhang A

1.1. Auswahl der Begriffe aus der Biologie

Bei der Auswahl der Begriffe wurden die folgenden Gesichtspunkte berücksichtigt:

1) Die Begriffe sollen der Umgangssprache entstammen.
2) Die Begriffe sollen hinsichtlich Bekanntheit und Verwendungshäufigkeit möglichst wenig variieren.
3) Die Begriffe sollen hinsichtlich ihrer affektiven Komponente in etwa übereinstimmen.
4) Die Begriffe sollen eine hierarchische Strukturierung ermöglichen.

Bei der Zusammenstellung der endgültigen Liste wurde wie folgt vorgegangen:
Vier Mitarbeiter des Psychologischen Instituts der Universität Tübingen stellten unabhängig voneinander Listen von je ca. 40 alltagssprachlichen Begriffen aus dem Bereich der Biologie zusammen, die ihrer Ansicht nach den o.g. Gesichtspunkten entsprachen. Nach Streichung von doppelt genannten Wörtern wurden nur diejenigen in die vorläufige Liste aufgenommen, von denen alle vier Beurteiler der Meinung waren, daß es sich dabei um Wörter der Alltagssprache handelte. Diese vorläufige Liste von 66 Wörtern (siehe Anhang B) wurde 46 Teilnehmern (30 weiblich, 16 männlich; Durchschnittsalter 21; 10 Jahre) des Experimentellen Praktikums A[+] am Psychologischen Institut im Wintersemester 1972/73 vorgelegt, um die Gesichtspunkte 2) und 3) zu überprüfen.

Die Wörter wurden in Zufallsreihenfolge viermal vorgegeben, dabei sollten die Wörter nach den folgenden Kriterien auf fünfstufigen Skalen beurteilt werden, wobei jeweils nur die Pole verbal benannt waren.

Konkretheit der Vorstellung

ich kann es mir in allen Einzelheiten vorstellen				ich kann mir darunter nichts Konkretes vorstellen
1	2	3	4	5

[+] es handelt sich dabei um das zweite experimentalpsychologische Praktikum im Rahmen der Grundausbildung

Subjektive Einschätzung der Benutzungshäufigkeit

ich benutze dieses Wort häufig				ich kann mich nicht erinnern, dieses Wort schon einmal verwendet zu haben
1	2	3	4	5

Kenntnis um die Bedeutung

ich weiß genau, was dieses Wort bedeutet				ich weiß nicht, was dieses Wort bedeutet
1	2	3	4	5

Gefühlsmäßige Reaktion

ich denke gern an das, was dieses Wort bedeutet				der Gedanken an das, was dieses Wort bedeutet, macht mir Unbehagen
1	2	3	4	5

Die Versuchspersonen wurden in vier Gruppen von 2 mal 12 und 2 mal 11 Vpn aufgeteilt; in jeder Gruppe wurden die obigen vier Schätzskalen in anderer Reihenfolge vorgegeben. Die Selektion der Wortliste mithilfe von Schätzskalen wurde gewählt, weil die in 'Deutsche Sprachstatistik'[+] angegebenen Normen zum großen Teil auf der Auftretenshäufigkeit in der Schriftsprache um 1900 basieren und daher nur ein z.T. nicht mehr angemessenes Bild der gegenwärtigen Häufigkeit ihres Vorkommens vermitteln.

[+] MEIER, H. Deutsche Sprachstatistik OLMS: Hildesheim, 1964

Dazu kommt, daß CARROL/LAMENDELLA (1972) eine sehr gute Übereinstimmung zwischen ähnlichen Schätzskalen und tatsächlicher Benutzungshäufigkeit von Phonemen der englischen Sprache festgestellt haben.

Die Ergebnisse dieses Vorversuches (Mittelwerte und Varianzen der Urteile) sind in Anhang B angegeben; danach kamen für die Hauptuntersuchung die Klassen Schlangen, Insekten, Gemüse und Vieh nicht in Frage.

Da eine symmetrische Hierarchisierung der Wörter ermöglicht werden sollte, wurde zusätzlich noch die Klasse 'Vögel' herausgenommen; aus den übrigen Klassen wurden die Begriffe gestrichen, die am wenigsten den Gesichtspunkten 2) und 3) entsprachen. Die endgültige Wortliste ist in Anhang B abgedruckt.

1.2. Erstellung der Lernlisten

Um gleichzeitig die Hypothesen über Kategoriengröße, Wirkung von Kategoriennamen in der Begriffsliste und den Zusammenhang zwischen den subjektiven und normativen (biologisch-taxonomischen) Hierarchien überprüfen zu können, waren Lernlisten so zu konstruieren, daß die folgenden Vergleiche ermöglicht wurden

1. a) gleichgroße Kategorien in etwa optimaler Größe	a) ungleichgroße Kategorien (mit der Möglichkeit, die großen Kategorien in zwei Kategorien optimaler Größe zu zerlegen)
2. a) Verwendung von Kategoriennamen in der Begriffsliste	b) keine Kategoriennamen in der Begriffsliste
3. a) Vorgabe entsprechend der taxonomischen Ordnung	b) Vorgabereihenfolge entsprechend den nicht-kategorialen Assoziationen

Zusätzlich sollte noch die Auswirkung der grafischen Darbietungsart überprüft werden

4. a) grafische Anordnung, die eine Hierarchisierung nahelegt	b) grafische Anordnung, die eine serielle Wiedergabe unterstützt.

Um alle möglichen Wechselwirkungen überprüfen zu können, wären $2^4 = 16$ Lernlisten notwendig gewesen, da die Wechselwirkungen jedoch nicht von primärem Interesse waren, sondern nur der Absicherung der Ergebnisse über Hauptwirkungen dienen sollten, konnte die Anzahl notwendiger Lernlisten durch Kombinationen auf fünf beschränkt werden:

Lernliste 1:

1a, 2a, 3a, 4a

Lernliste 2:

1a, 2a, 3b, 4a

Lernliste 3:

1b, 2a/2b, 3a, 4a

Lernliste 4:

1b, 2a/2b, 3a, 4b

Lernliste 5:

1b, 2b, 3b, 4b

Die Erstellung von Lernlisten entsprechend der Alternative 3b (Vorgabe nach nicht-kategorialen Assoziationen) geschah auf die folgende Weise: mit 20 Versuchspersonen aus der Gruppe der Beurteiler der vorläufigen Begriffsliste wurde zwei Wochen nach dem Beurteilungsversuch ein Assoziationsversuch mit den 27 Wörtern der endgültigen Begriffsliste durchgeführt.
Dabei wurden die Wörter einzeln vorgegeben und die Versuchspersonen aufgefordert, die Wörter zu nennen, die ihnen zu dem vorgegebenen Wort einfielen. Durch den vorherigen Beurteilungsversuch war ein eingeschränkter Assoziationskontext geschaffen, sodaß mit wenigen Ausnahmen (Haus, Garten, Gewächs, Zoo, Meer) nur Wörter aus der vorläufigen Begriffsliste genannt wurden; da bei der Selektion der endgültigen Begriffsliste nach Kriterien vorgegangen worden war, die auch bei der Bildung von Assoziationen wirksam werden, stammten - erwartungsgemäß - nahezu alle Assoziationen aus der Gruppe der für den Hauptversuch ausgewählten Wörter.

Bei der Bestimmung der Reihenfolge wurden zunächst nur solche Assoziationen berücksichtigt, die nicht mit den taxonomischen Kategorien übereinstimmten; nur bei Wörtern, die keine nichtkategorialen Assoziationen aufwiesen, wurde eine der kategorialen Assoziationen durch Zufall ausgewählt.
Infolge der nichtsymmetrischen Assoziationsbeziehung war es möglich, vollständige, geodätische und gerichtete Graphen (siehe Anhang A) zu bestimmen.
Die serielle Folge in der Lernliste 2 und 5 gibt diese Graphen wieder.

LERNLISTE 1

Name ..... Versuchspersonennummer.....

Lebewesen
- Tier
  - Hund
    - Dackel
    - Bernhardiner
    - Pudel
    - Boxer
  - Fisch
    - Hering
    - Aal
    - Hecht
    - Hai
- Pflanze
  - Baum
    - Linde
    - Tanne
    - Kiefer
    - Buche
  - Blume
    - Nelke
    - Rose
    - Krokus
    - Tulpe

LERNLISTE 2

Name..... Versuchspersonennummer.....

Kiefer
Dackel
Pudel
Rose
Tanne
Tier
Hecht
Hund
Linde
Baum
Nelke
Krokus
Pflanze
Tulpe
Buche
Hai
Lebewesen
Hering
Fisch
Spitz
Blume
Bernhardiner
Aal

LERNLISTE 3

Name ..... Versuchspersonennummer.....

Lebewesen

Tier

Fisch

Hering

Aal

Hai

Dackel

Pudel

Spitz

Bernhardiner

Boxer

Dogge

Pflanze

Blume

Nelke

Rose

Tulpe

Linde

Tanne

Kiefer

Buche

Eiche

Fichte

LERNLISTE 4

Name..... Versuchspersonennummer: .....

Lebewesen
Tier
Fisch
Hering
Aal
Hai

Dackel
Pudel
Spitz
Bernhardiner
Boxer
Dogge

Pflanze
Blume
Nelke
Rose
Tulpe

Linde
Tanne
Kiefer
Buche
Eiche
Fichte

LERNLISTE 5

Name..... Versuchspersonennummer.....

Kiefer
Dackel
Pudel
Rose
Tanne

Boxer
Hecht
Eiche
Linde
Bernhardiner

Nelke
Krokus
Fichte
Tulpe
Buche

Hai
Hering
Spitz
Dogge
Aal

2. Durchführung der Hauptversuche [+]

2.1. Versuchspersonen

Die Hauptversuche wurden mit 110 Versuchspersonen durchgeführt. Es handelte sich dabei um 5 Klassen zu je 22 Polizeiwachtmeistern (Polizeischüler im ersten Ausbildungsjahr) an der Landespolizeischule 'Carl Severing' in Münster. Das mittlere Alter lag bei 20;5 Jahren (die Streuung betrug 5;3 Monate); 82 Personen hatten die Schule mit der mittleren Reife abgeschlossen, die übrigen besaßen Volksschulabschluß.
Da die Klassen, die nach alphabetischer Reihenfolge drei Monate vor den Versuchen zusammengestellt worden waren, sich weder hinsichtlich Alter noch hinsichtlich der Zusammensetzung nach schulischer Vorbildung unterschieden (für Alter: $F_{4;109} = 0.801$; für Zusammensetzung nach schulischer Vorbildung $\chi^2 = 3.21$), war es möglich, die Klassen als experimentelle Einheiten zu behandeln. Zusätzlich wurde für die Kategorisierungsaufgabe eine Kontrollgruppe von 22 Polizeischülern untersucht; diese Gruppe unterschied sich in Alter und Vorbildung nicht von den übrigen Gruppen.

2.2. Versuchsdurchführung

Die Durchführung der Versuche in den fünf experimentellen Gruppen unterschied sich nur in dem vorgegebenem Lernmaterial, daher kann die Versuchsdarstellung für alle Gruppen gemeinsam beschrieben werden.
Um zu verhindern, daß die Versuchspersonen durch 'Selbstinstruktion' die Ergebnisse unkontrollierbar beeinflußten, wurde die Prüfung der Kontrollvariablen 'Begriffsgegensätze und -ähnlichkeiten' (Test 7 aus dem BET von SCHMALE/SCHMIDTKE, 1966) in der Instruktion als Hauptziel der Untersuchung dargestellt und das freie Erinnern als Nebenaufgabe mit Kontrollfunktion. Am Schluß der Gesamtuntersuchung wurde mithilfe eines Fragebogens überprüft, inwieweit

[+] im Dezember 1972 und im Januar 1973

diese Instruktion wirksam geworden war:

Welcher Teil der Untersuchung erschien Ihnen am wichtigsten?

a) der Intelligenztest
(89 Vpn = 80,8 %)

b) die Erinnerungslisten
(13 Vpn = 11,8 %)

c) die Beobachtung Ihres Verhaltens bei den Versuchen
(8 Vpn = 7,3 %)

Der Prozentsatz der Antworten (a) unterschied sich in den verschiedenen Gruppen nicht, auch hinsichtlich der Erinnerungsdaten war kein systematischer Unterschied zwischen Vpn mit Antwort (a) und solchen mit (b) oder (c) festzustellen.

2.3. Zeitlicher Ablauf der Versuchsschritte

Die Abfolge der Versuche läßt sich am ehesten tabellarisch darstellen.

	experimentelle Handlung	benötigte Zeit für die Durchführung
1	Instruktion für 'Begriffsähnlichkeiten und -gegensätze' (SCHMALE/SCHMIDTKE, 1966, R/A S.10)	5'
2	12 Aufgaben aus dem Test 7 des BET	3'
3	Instruktion für die Beurteilung der Wörter der Lernliste nach subjektiver 'Benutzungshäufigkeit' und 'Konkretheit der Vorstellung'	2'

4	Beurteilung der Wörter auf der Lernliste (in dieser Phase sollte inzidentelles Lernen unter kontrollierten Bedingungen geschehen)	4'
5	Instruktion für die eigentliche Lernphase	2'
6	Lernphase	bis zu 10'
7	Instruktion für das Reproduzieren der Wörter der Lernliste	2'
8	Freies Erinnern (schriftlich)	15'

1.Tag der Durchführung: 10.12.72

Die experimentellen Handlungen 1 (zusammengefaßt in Stichworten), 2 (jeweils 12 neue Aufgaben), 7 (zusammengefaßt in Stichworten) und 8 wurden nach 24, 48, 72 96, 120 und 240 Stunden unter konstanten Bedingungen wiederholt. 5 1/2 Wochen nach der letzten Wiederholung (30.1.73) wurde mit den 110 Versuchspersonen der Hauptversuch und mit den 22 Vpn der Kontrollgruppe ein Kategorisierungsexperiment nach der Methodik von SHIPSTONE (1960) bzw. MILLER (1969) durchgeführt.

2.4. Versuchsanweisungen

Vor Beginn der Versuche wurde den Versuchspersonen ein kleiner ca. fünf Minuten dauernder Vortrag über das vorgebliche Versuchsziel - Erfassung tageszeitlicher Einflüsse auf die Leistung in Intelligenztests - gehalten.

Sämtliche Versuchsanweisungen wurden den Versuchspersonen schriftlich und mündlich gleichlautend gegeben; nach der mündlichen Instruktion war jeweils die Möglichkeit gegeben, Fragen zu stellen.

Die Anweisung für den Test 'Begriffsähnlichkeiten und -gegensätze' entsprach der von SCHMALE/SCHMIDTKE (1966) angegebenen Instruktion für Test 7 des BET.

Für die Beurteilungsaufgabe während der Phase inzidentiellen Lernens wurde die Anweisung der Vorversuche übernommen.

Anweisung für die eigentliche Lernphase:

(Nach Beendigung der Beurteilungsaufgabe)

"Drehen Sie jetzt bitte das Blatt um, so daß die unbedruckte Seite oben liegt."

"Die Wortliste, die Sie eben beurteilt haben, sollen Sie sich gleich - sobald ich das Zeichen zum Anfangen gebe - einprägen. Jedesmal, wenn Sie in den kommenden Tagen den Intelligenztest gemacht haben, sollen Sie auch diese Wortliste in beliebiger Reihenfolge niederschreiben.
Das Überprüfen dieser Wortliste soll Hinweise geben, ob die Tageszeit direkt die intellektuelle Leistungsfähigkeit beeinflußt oder ob der Einfluß eher über die Erinnerungsfähigkeit wirkt.
Fangen Sie bitte mit dem Einprägen an, sobald ich 'bitte umblättern!' sage. Sie haben für das Einprägen so lange Zeit, bis Sie subjektiv sicher sind, daß Sie die Wortliste beherrschen.
Sobald Sie subjektive Sicherheit erreicht haben, heben Sie bitte Ihr Blatt und legen es dann mit der bedruckten Seite nach unten vor sich nieder."

Zugleich mit der Anweisung 'bitte umblättern' wurde eine Stoppuhr in Betrieb gesetzt; sobald eine Versuchsperson das Blatt hob, wurde die Kennummer der Vp in eine Zeittabelle an der entsprechenden Stelle eingetragen (siehe Abb.3).

Abb. 3 Zeittabelle

Gruppen-Nr. :

Zeit	Vp-Nr.
0';0"	
5"	
10"	
15"	
.	
.	
.	
1';0"	
.	
.	
.	
10';0"	

Die Messung auf 5" genau hatte sich in einigen Vorversuchen (5 Vpn) als hinreichend genau für die Diskriminierung nach den Versuchsbedingungen herausgestellt.

Die Reproduktion der Wortlisten wurde folgendermaßen durchgeführt:
An die Versuchspersonen wurden im Anschluß an die Testdurchführung Antwortblätter wie aus Abb. 4 ersichtlich ausgeteilt.

Abb. 4 Antwortbogen

Vp-Nr.:

Gruppen-Nr.:

Nr. der Durchführung :

1_____	21_____
2_____	22_____
.	.
.	.
.	.
20_____	40_____

BITTE SCHREIBEN SIE DIE WÖRTER IN DER REIHENFOLGE AUF, WIE SIE IHNEN EINFALLEN.

Nach dem Austeilen der Antwortbögen wurde die Instruktion gegeben:

"Wie Ihnen anfangs gesagt wurde, benötige ich eine Angabe darüber, ob Ihre Erinnerungsfähigkeit zum Zeitpunkt der Testdurchführung durch tageszeitliche Einflüsse verändert ist. Zu diesem Zweck bitte ich Sie, die Wörter aus der Wortliste aufzuschreiben, an die Sie sich noch erinnern. Damit Ihre maximale Erinnerungsleistung erfaßt werden kann, haben Sie vollständige Freiheit hinsichtlich der Reihenfolge; Sie können auch Wörter aufschreiben, von denen Sie nicht sicher wissen, ob sie in der Liste vorkamen.
Schreiben Sie bitte die Wörter in der Reihenfolge auf, in der sie Ihnen einfallen. Wenn Sie einmal beim Erinnern ins Stocken geraten, weil Ihnen keines der noch fehlenden Wörter einfällt, markieren Sie das bitte durch einen waagrechten Strich anstelle eines Wortes. Danach schreiben Sie in der nächsten Zeile weiter. Heben Sie Ihr Blatt, sobald Sie sicher sind, daß Ihnen kein Wort mehr einfällt! Fangen Sie jetzt an!"

Die Zeitmessung geschah wie oben angegeben.

Die Durchführung der Sortieraufgabe 5 1/2 Wochen nach dem letzten Erinnerungsversuch sollte sicherstellen, daß Reihenfolgeeffekte u.ä. die Einordnung der biologischen Begriffe in Gruppen nicht beeinträchtigen.

Bei der Sortieraufgabe wurden sämtliche 27 alltagssprachliche Begriffe aus der Biologie in Zufallsreihenfolge vorgegeben, die in den Wortlisten für die Experimentalgruppen verwendet worden waren (siehe Anhang B).

Nach dem Austeilen der vollständigen Wortliste und der Antwortvordrucke wurde die Instruktion gegeben:

"Sehen Sie sich bitte die Wörter auf der Wortliste genau an. Sie werden feststellen, daß einige Wörter etwas sehr Ähnliches bezeichnen, während andere Wörter eher Unähnliches bezeichnen. Ihre Aufgabe besteht jetzt darin, die Wörter nach der Ähnlichkeit des jeweils Bezeichneten in Gruppen zusammenzufassen. Sie können beliebig viele Gruppen bilden und diese Gruppen können groß oder klein sein, je nachdem, wie Sie es für richtig halten.

Ein Beispiel soll Ihnen die Aufgabe noch einmal erläutern: Wenn eine Wortliste z.B. aus den folgenden Wörtern besteht: 'Kennedy, Goethe, Adenauer, E.A.Poe', dann sind 12 unterschiedliche Gruppierungen möglich. Ein Extrem liegt vor, wenn jeder Name eine eigene Gruppe bildet, ein anderes Extrem, wenn alle vier eine Gruppe bilden. Aber auch wenn z.B. je zwei Namen in eine Gruppe zusammengefaßt werden, lassen sich mindestens zwei sinnvolle Gruppierungen denken: Politiker/Dichter und Amerikaner/Deutsche.
Beginnen Sie jetzt mit dieser Sortieraufgabe: Sie haben beliebig Zeit."

Die Gruppierungen wurden von den Versuchspersonen in 7 bis 12 Minuten fertiggestellt.

Anders als in der Anweisung von MILLER (1968) wurden die Versuchspersonen nicht darauf hingewiesen, daß sie Gruppierungen in disjunkte Klassen durchzuführen hätten, um feststellen zu können, ob überhaupt und welche Versuchspersonen disjunkte bzw. nicht-disjunkte Klassen bilden.

3. Ergebnisse

3.1. Übersicht über die Daten aus den Experimenten

Als Ergebnis der Versuche lagen die folgenden Daten vor:

(1) Beurteilungen der subjektiven Benutzungshäufigkeit nach der 'Konkretheit der Vorstellung'

Für jede Lernliste (siehe Anhang B) liegen 22 unabhängige Beurteilungen pro Begriff vor.

Da die Lernlisten sich überschneiden (zwischen 100 % und 59 %)[+], liegen für jeden Begriff Beurteilungen aus mehreren Gruppen vor, die einen Vergleich der Gruppen hinsichtlich der Beurteilungen ermöglichen.

(2) Erinnerungslisten

Für jede Versuchsperson liegen 6 Erinnerungslisten vor, eine für jeden Durchgang. Damit stehen für die Analyse einer jeden Gruppe 132 Protokolle zur Verfügung.

(3) Lernzeiten

Für jede Versuchsperson ist festgehalten, wieviel Zeit sie benötigte, um subjektive Sicherheit erreicht zu haben

(4) Ergebnisse des Tests 'Begriffsähnlichkeiten und -gegensätze'

Für jede Versuchsperson des Hauptversuchs (N = 110) liegen 5 x 12 Antworten auf Items des Tests vor; die Aufsplitterung des Tests ermöglicht eine varianzanalytische Bestimmung der Reliabilität[++] des Tests (Varianz zwischen den Vpn/Gesamtvarianz).

(5) Protokolle der Sortieraufgabe

Für die 110 Versuchspersonen der Hauptversuche und 22 Versuchspersonen der Kontrollgruppe liegen Protokolle der Sortieraufgabe vor.

[+] Der Prozentsatz der Überschneidung wird wie folgt berechnet: Anzahl der gemeinsamen Wörter der beiden Gruppen im Verhältnis zu der Gesamtzahl aller Wörter in den beiden Gruppen, allgemein:

$$\frac{N(\text{Gruppe i und Gruppe j})}{N(\text{Gruppe i } \underline{\text{oder}} \text{ Gruppe j})} \cdot 100$$

[++] siehe LORD/NOVICK, 1966

3.2. Verarbeitung der Daten

Zur Untersuchung der Strukturen von Ordnungen in Lernlisten und Kategorienbildung bei der Sortieraufgabe müssen die vorliegenden Protokolle der Versuchspersonen in Distanzmatrizen transformiert werden. Da die Details der Transformation für die weitere Analyse der Daten mithilfe hierarchischer Clusterverfahren oder mehrdimensionaler Skalierung von Bedeutung sind, werden sie im Folgenden ausführlich dargestellt.

3.2.1. Bestimmung der Distanzen zwischen Wörtern in den Erinnerungslisten

Ausgehend von einer Lernliste mit K Wörtern, die von N Versuchspersonen in einem Standardversuch des freien Erinnerns mit T Wiederholungen erinnert werden, ergibt sich für eine Versuchsperson n in der Wiederholung t r_{nt} als Anzahl der in dieser Wiederholung erinnerter Wörter.
Für die Versuchsperson j ergibt sich die Distanz zwischen den Wörtern l und k in Wiederholung t als die absolute Differenz ihrer Positionen (λ_1 und λ_k) in dem Erinnerungsprotokoll:

$$(n,t)d_{lk} = \left| {}^{n}\lambda_{lt} - {}^{n}\lambda_{kt} \right|.$$

Eine Bestimmung von Distanzen zwischen Wörtern ist nur möglich, wenn beide Wörter erinnert worden sind, daher muß eine Funktion ${}^{n}\varphi_{lt}$ definiert werden, die das Auftreten von Wort l in Versuch t charakterisiert.

$${}^{n}\varphi_{lt} = \begin{cases} 1; & \text{wenn Vp } n \text{ in Versuch t Wort l erinnert} \\ 0; & \text{in jedem andern Fall} \end{cases}$$

Damit läßt sich die über N Versuchspersonen (1... ...N) sich erstreckende Gesamtdistanz in Versuch t berechnen.

$${}^{t}d_{lk} = \sum_{n}^{N} {}^{n}\varphi_{lt} \cdot {}^{n}\varphi_{kt} \quad \left(\left| {}^{n}\lambda_{lt} - {}^{n}\lambda_{kt} \right| \right)$$

Da verschiedene Wörter von unterschiedlich vielen Versuchspersonen erinnert werden können, ist für die Vergleichbarkeit der

Distanzen ein Korrekturfaktor notwendig, der die Erinnerungshäufigkeit berücksichtigt.

$$t^{\delta}_{lk} = \frac{\sum_{n}^{N} {}_n\varphi_{lt} \cdot {}_n\varphi_{kt}\left(\left|{}_n\lambda_{lt} - {}_n\lambda_{kt}\right|\right)}{\sum_{n}^{N} {}_n\varphi_{lt} \cdot {}_n\varphi_{kt}}$$

$\sum_{n}^{N} {}_n\varphi_{lt} \cdot {}_n\varphi_{kt}$ ist genau die Anzahl von Versuchspersonen, die sowohl l als auch k erinnert haben.

Für jede Gruppe und jeden Versuch wurden auf diese Weise Distanzmatrizen erstellt, die die Grundlage der weiteren Analysen darstellen.

3.2.2. Bestimmung der Distanzen zwischen Wörtern im Sortierversuch

Wenn eine Versuchsperson j die vorliegenden Wörter in disjunkte Klassen aufteilt (115 von 132 Versuchspersonen+), dann läßt sich das Protokoll dieser Versuchsperson in einer Matrix D_j darstellen, mit den Eintragungen

$${}_jd_{lk} = \begin{cases} 0, & \text{wenn Vp j die Wörter l und k in die gleiche} \\ 1, & \text{in jedem andern Fall} \end{cases} \quad \text{Klasse einteilt}$$

Die Matrix D_j ist eine Distanzmatrix für eine triviale Metrik (s. LINGENBERG, 1970). Aufaddition von Distanzen der gleichen Metrik ergibt wiederum eine Metrik, so daß die Bildung von $\sum_{j}^{N} D_j = D$ die gesuchte Distanzmatrix über alle Objekte und Versuchspersonen liefert.++

+Die Analyse der Daten von Versuchspersonen, die keine disjunkten, sondern überlappende Klassen bilden, wird auf S.79 f. dargestellt.

++Eine ausführliche, aber recht umständliche Ableitung gibt MILLER (1969)

3.2.3.Exkurs: Zur mathematischen Struktur hierarchischer Ordnungen

Gegeben sei eine Objektmenge O, über die eine quantitative Ähnlichkeitsrelation s definiert sei. Mithilfe von hierarchischen Clusteralgorithmen vom allgemeinen η-Typ (siehe Anhang A) ist es nun möglich, diese Objektmenge so zu partitionieren, daß jede neue Partitionierung feiner ist als die vorausgehende. Dabei ist 'feiner' in Bezug auf zwei Partitionierungen so definiert, daß Partition P_{j+1} dann feiner ist als Partition P_j, wenn P_{j+1} mindestens ein Cluster mehr enthält als P_j und eine eindeutige Beziehung zwischen den Clustern in P_j und Clustern bzw. Vereinigungen von Clustern in P_{j+1} besteht.

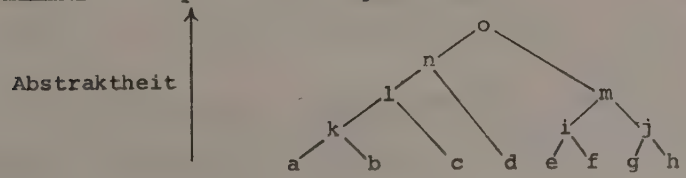
Die mathematische Struktur dieser geordneten Menge von Partitionen ist ein Gitter (BIRKHOFF, 1967; SZASZ, 1963), dessen Elemente die Partitionen sind. Gitter sind definiert als Halbordnungen mit einer kleinsten oberen und einer unteren Grenze für je zwei Elemente, sowie einem maximalen und einem minimalen Element. Bei hierarchischen Partitionen ist das maximale Element $P_m = O$ und das minimale Element die Partition, in der jedes Objekt ein Cluster bildet.

Eine praktische Anwendbarkeit dieser Überlegungen liegt z.B. in der Bestimmung des Unterschiedes von zwei verschiedenen hierarchischen Clusterungen (verschiedene Versuchspersonen, verschiedene Stichproben, verschiedene Algorithmen etc.) durch die minimal notwendige Anzahl von Verschiebungen, um eine Clusterhierarchie in eine andere zu überführen (siehe BOORMAN/ARABIE, 1972).

Auf der anderen Seite ist es auch möglich, Begriffshierarchien - wie die im Versuchsmaterial vorliegenden - mithilfe der Gittertheorie in eine mathematische Struktur zu überführen, die bestimmte Konsistenzprüfungen und Folgerungen gestattet.

Ein Begriffsbaum, wie in Abb. 5 gezeigt, hat die folgenden Eigenschaften:

Abb. 5 **Beispiel** eines Begriffsbaumes



(1) Die Objektmenge O = {a,...,o} ist partiell geordnet hinsichtlich Abstraktheit.
(2) Für je zwei Objekte besteht eine kleinste obere Grenze (z.B. für 'f' und 'g' ist 'm' die kleinste obere Grenze).
(3) Es gibt ein maximales Element (o).

Damit ist ein Halbgitter definiert (SZASZ, 1963). Zusätzlich zu den Eigenschaften eines Halbgitters weist die in Abb. 5 gezeigte Struktur noch die Eigenschaft auf, daß alle oberen Grenzen von zwei Elementen vergleichbar sind, z.B. sind für die Objekte 'a' und 'b' die Objekte 'k', 'l', 'n', 'o' obere Grenze, für die gilt k <l <n <o.

Wenn für eine Objektmenge O die zweistellige Relation i>j mit der Bedeutung ' i ist Oberbegriff von j' definiert ist, dann lassen sich diese Relationen in einer Booleschen Matrix X mit Eintragungen

$$x_{ij} = \begin{cases} 1, \text{ wenn } i>j \\ 0, \text{ wenn } i\not>j \end{cases} \quad \text{darstellen.}$$

Mithilfe dieser Matrix läßt sich nun auch für komplexe Begriffsstrukturen klären, ob sie hierarchisch darstellbar sind, d.h. ob die Relation '>' transitiv ist: Ist die Matrix X bei n Objekten mindestens nilpotent n-ten Grades, so ist die Relation '>' transitiv und damit der Objektbereich hierarchisch darstellbar (siehe dazu ZIEGLER, 1972).

Transformation von Protokollen mit nichtdisjunkten Klassen in Dominanzmatrizen

Wenn ein Wort l von einer Versuchsperson j sowohl in die Klasse {k,l,m,n} wie auch in die Klasse {l,p,q,r} eingeordnet wird, dann liegt die Interpretation nahe, {l} = {k,l,m,n} ∩ {l,p,q,r} als typische Repräsentanten der allgemeinen Klasse {k,l,m,n} ∪ {l,p,q,r} anzusehen, der die Charakteristika eines Oberbegriffs für diese Klasse besitzt. Eine Dominanzmatrix O_j läßt sich über die Eintragungen $_jo_{lk}$ bestimmen.

$$_jo_{lk} = \begin{cases} 1; \text{ wenn 1 Element der gleichen Klasse wie k ist,} \\ \quad \text{zusätzlich aber noch Element einer andern Klasse ist} \\ 0; \text{ in jedem andern Fall.} \end{cases}$$

Aus dieser Definition folgt, daß aus $_jo_{lk} = 1$ folgt $_jo_{kl} = 0$. Damit ist jede Dominanzmatrix als Dreiecksmatrix darstellbar.

Die Aufaddition von individuellen Dominanzmatrizen (O_j): $\sum_j^N O_j = O$ liefert die gemeinsame Dominanzmatrix, die nicht

nur eine partielle Ordnung der Objekte (Halbgitter s.S. 38) liefert, sondern zusätzlich den Grad der Allgemeinheit der Oberbegriffe bestimmt. Potenzieren von o ermöglicht die Prüfung auf Transitivität der Hierarchie (siehe S. 38) und Bestimmung der Anzahl hierarchischer Ebenen.

3.3. Untersuchung der Randbedingungen der Erinnerungsleistungen

3.3.1. Subjektive Beurteilungen der Begriffe

Um kontrollieren zu können, ob die Beurteilungen von 'Benutzungshäufigkeit' und 'Konkretheit der Vorstellung' in der Stichprobe für den Hauptversuch in etwa den Ergebnissen der Vorversuche entsprach, wurden die Beurteilungen in der Phase inzidentiellen Lernens ausgewertet. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 2 und 3 zu finden.

Tabelle 2 Mittlere subjektive Beurteilungen der Begriffe nach 'Benutzungshäufigkeit' und 'Konkretheit der Vorstellung'

Begriffe	mittlere Beurteilung nach BENUTZUNGSHÄUFIGKEIT (1='sehr häufig' 5='so gut wie nie')	mittlere Beurteilung nach KONKRETHEIT DER VORSTELLUNG (1=in allen Einzelheiten, 5=nichts Konkretes)
Aal	3,8	3,7
Baum	1,9	2,3
Bernhardiner	3,6	3,4
Blume	2,3	2,5
Boxer	3,0	2,5
Buche	3,6	2,7
Dackel	2,2	2,2
Dogge	3,6	3,0
Eiche	3,3	2,4
Fichte	3,7	3,5
Fisch	2,5	3,1
Hai	3,5	3,3
Hecht	3,5	2,7
Hering	3,0	3,0
Hund	1,8	2,1
Kiefer	3,9	3,7
Krokus	3,9	3,5
Lebewesen	2,8	3,1
Linde	3,4	3,3
Nelke	3,0	2,9
Pflanze	3,9	4,2
Pudel	2,8	2,4
Rose	2,2	2,1
Spitz	3,6	3,1
Tanne	3,2	2,7
Tier	2,7	2,9
Tulpe	3,3	2,8

Tabelle 3 Mittelwerte der subjektiven Beurteilungen in den Kategorien

Art der Beurteilung \ Kategorien	Fische	Hunde	Blumen	Bäume	Oberbegriffe
Benutzungshäufigkeit	3.45	3.13	3.10	3.53	2.36
Konkretheit der Vorstellung	3.17	2.76	2.82	3.05	2.88

Die Werte zeigen keine (signifikanten) Unterschiede in den Kategorien spezifischer Begriffe, wohl aber in der 'Benutzungshäufigkeit' zwischen diesen Kategorien und den Oberbegriffen[+]. Die höhere subjektive Benutzungshäufigkeit der Oberbegriffe hat sich jedoch weder auf die Organisation im Langzeitgedächtnis noch auf die Kategorienbildung im Sortierversuch ausgewirkt.

Die spezifischen Begriffe, die hinsichtlich 'Konkretheit der Vorstellung' und 'subjektiver Benutzungshäufigkeit' am höchsten eingestuft wurden: Rose und Dackel, weisen zugleich in den Beurteilungen die höchsten Korrelationen zwischen spezifischen und Oberbegriffen auf.

[+] tendenziell findet sich auch bei 'Konkretheit der Vorstellung' Ähnliches.

3.3.2. Auswirkungen der Strukturen der Lernlisten auf die Erinnerungsleistung

Überlegungen zur optimalen Gestaltung von Suchprozessen (siehe S. 13) machen es plausibel, daß sich unterschiedlich strukturierte Lernlisten nicht nur auf den Grad und die Art der Hierarchisierung des Gedächtnismaterials auswirken, sondern auch die Lernzeiten und die Anzahl der gemachten Fehler beeinflussen.

Entsprechend dem Ausmaß der Störung der 'optimalen' Ordnung (Lernliste der Gruppe 1) in den Lernlisten der Gruppen 2 - 5 (siehe Tabelle 4) ist zu erwarten, daß die mittleren Lernzeiten $(M\ (t)_i)^+$ und die mittleren Fehlerhäufigkeiten $(M\ (e)_i)$ für die Gruppe 1 am niedrigsten sein werden, nächstgrößer sollten die entsprechenden Werte für Gruppe 3 sein, dann die Gruppen 4, 2 und 5.

Tabelle 4 taxonomischer und räumlicher Ordnungsgrad der Lernlisten

Lernliste 1: perfekte taxonomische und räumliche Ordnung

Lernliste 3: perfekte räumliche und nahezu perfekte taxonomische Ordnung

Lernliste 4: 4 taxonomische Gruppen, davon 2 mit räumlich nicht herausgehobenen Oberbegriffen

Lernliste 2: keine taxonomische Ordnung bei Verwendung eines räumlichen Ordnungsschemas

Lernliste 5: 4 Gruppen (räumlich) mit 'mixtum compositum'-Ordnung

Tabelle 5 Mittlere Lernzeiten in den Gruppen 1 -5

$M(t)_1$	$M(t)_2$	$M(t)_3$	$M(t)_4$	$M(t)_5$ +
2'42"	8'18"	3'17"	3'09"	8'50"

+Bei der Berechnung der Werte für Gruppe 5 wurde die geringere Itemzahl durch Gewichtung ausgeglichen.

Diese Reihenfolge entspricht nur insofern der Hypothese als geordnete Vorgaben deutlich besser gelernt und Gruppe 1 die besten Ergebnisse erreicht, allerdings muß berücksichtigt werden, daß nur ein Teil der Unterschiede signifikant ist (siehe Tab. 6).

Tabelle 6 Signifikante Unterschiede zwischen den Lernzeiten der Gruppen 1 - 5

1	$p(\alpha)<0.01$	$p(\alpha)<0.05$	nicht - signifikant	$p(\alpha)<0.01$
	2	$p(\alpha)<0.05$	$p(\alpha)<0.05$	nicht signifikant
		3	nicht signifikant	$p(\alpha)<0.01$
			4	$p(\alpha)<0.01$

Bei den Fehlerhäufigkeiten ist die gleiche Tendenz zu finden, allerdings nicht so eindeutig wie bei den Lernzeiten (siehe Tab. 7).

Tabelle 7 Mittlere Fehlerhäufigkeiten in den Gruppen 1 - 5

$M(e)_1$	$M(e)_2$	$M(e)_3$	$M(e)_4$	$M(e)_5$
1.73	3.58	2.09	2.35	4.03

Hier stimmt die erwartete Reihenfolge mit der beobachteten überein ($p(\alpha)<0.01$), doch unterscheidet sich lediglich Gruppe 1 signifikant ($p(\alpha)<0.01$) von den Gruppen 2 und 5.

Es zeigen sich insgesamt deutlich die Auswirkungen der taxonomischen Ordnungen auf die Lernleistungen, wobei gleichzeitig ein unterstützender Effekt der räumlichen Anordnung sichtbar wird, wenn diese der taxonomischen kompatibel ist.

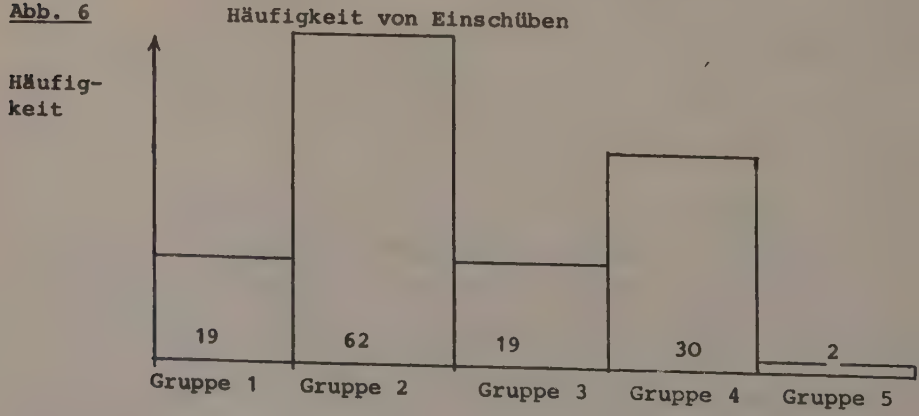
3.3.3. Einschübe (Intrusionen) in den Erinnerungsprotokollen

Insgesamt 132 Einschübe (d.h. Wörter, die nicht in den Lernlisten vorgegeben waren, aber von den Versuchspersonen als vermeintlich zur Lernliste gehörig genannt wurden) treten in den Erinnerungslisten auf; diese lassen sich drei Typen von Einschüben zuordnen:

	Häufigkeiten
(1) spezifische Begriffe, die sich in eine der vier Kategorien (Hunde, Fische, Blumen, Bäume) einordnen lassen, aber nicht in der jeweiligen Lernliste aufgeführt sind (sog. kategoriale Intrusionen),	88
(2) Kategoriennamen (Oberbegriffe) zu auftretenden Kategorien, die aber in der Lernliste nicht aufgeführt sind (z.B. "Hund" in Gruppe 4),	20
(3) Begriffe, die wohl Assoziationen zu auftretenden Begriffen (z.B. Haus zu Tier (5 mal), Katze zu Hund (3 mal) darstellen.	14

Hinsichtlich der Auftretenshäufigkeit von Einschüben unterscheiden sich die Gruppen erheblich (siehe Abb. 6).

Abb. 6



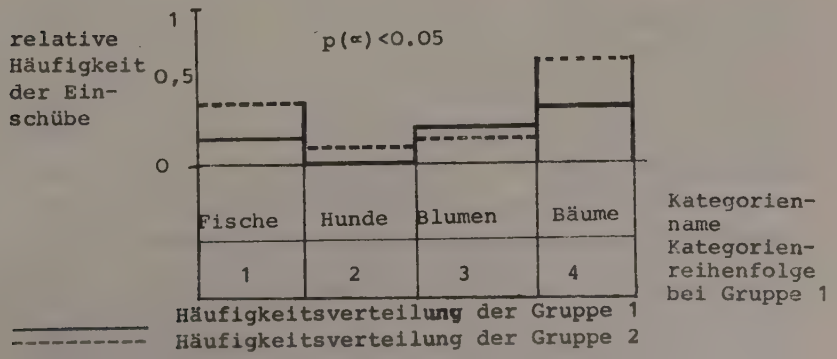
Hierbei fällt vor allem die geringe Häufigkeit von Einschüben in der Gruppe 5 auf; unter Berücksichtigung der hohen Korrelationen (siehe S. 49 f.) mit der Lernliste in Gruppe 5 erscheint dieses Ergebnis plausibel, da für das Auftreten kategorialer Einschübe die Verwendung der Kategorien beim Suchprozeß Voraussetzung ist und von den 22 Versuchspersonen nur maximal 7 Versuchspersonen in einem Durchgang Erinnerungsprotokolle lieferten, die kategorial geordnet waren. Die zwei Einschübe stammen von diesen Versuchspersonen.

Insgesamt stimmt die Verteilung der Einschübe mit den Ergebnissen überein, die sich bei den Korrelationen zwischen Gedächtnisprotokollen und Lernlisten ergeben haben (siehe S.49 f.).

Der den Einschüben zugrundeliegende Mechanismus wird noch deutlicher, wenn man näher analysiert, wann und wo Einschübe auftreten. Aus den Daten lassen sich folgende Aussagen belegen:

(1) bei gleicher Kategoriengröße und vollständigem räumlichen Schema im Sinne einer Oberbegriffshierarchie (Gruppen 1 und 2) treten ausschließlich spezifische Begriffe als Einschübe auf und zwar anstelle nicht-reproduzierter Begriffe. Besonders häufig treten diese ersetzenden Einschübe bei Kategorien am Ende der Liste auf (siehe Abb. 7), was auf einen negativen Rezenzeffekt hindeutet. Wie aus Abb. 7 hervorgeht, wird die Häufigkeit dieser Einschübe bei gleichem Material durch Zufallsvorgabe auf das Dreifache erhöht.

Abb.7 Häufigkeit von Einschüben auf die Kategorien bei den Gruppen 1 und 2



Die hohen relativen Häufigkeiten von Einschüben in der Kategorie 'Bäume' in allen Gruppen legt die Vermutung nahe, daß die Kategorie 'Bäume' in der Auffassung der Versuchspersonen am weitesten von einer vollständigen bzw. repräsentativen Besetzung abwich (siehe dazu auch LANDAUER/MEYER, 1972, die bei anderem Material einen ähnlichen Effekt beobachteten),

(2) bei ungleicher Kategoriengröße und unvollständiger Oberbegriffshierarchie (Gruppen 3 und 4) treten zwei unabhängige Effekte auf:

(a) Versuchspersonen (10 in Gruppe 3 und 14 in Gruppe 4), die die größeren Kategorien nicht aufspalten, lassen von diesen Begriffe aus und produzieren kategoriale Einschübe in den weniger umfangreichen Kategorien,

(b) nur die Versuchspersonen (12 in Gruppe 3 und 8 in Gruppe 4), die die größeren Kategorien aufspalten (Laubbäume/Nadelbäume und große Hunde/kleine Hunde - siehe auch die Darstellung der Hierarchien auf S.58/60), bringen Kategoriennamen (Hund bzw. Baum) als Einschübe (20 gegenüber 0); während die Verteilung der kategorialen Einschübe über die Kategorien der Gesamtverteilung entspricht.

(3) nur bei Gruppe 2 treten assoziative Einschübe auf (Haus zu Tier; Beet zu Blume; Garten zu Blume; Katze zu Hund) und zwar ausschließlich bei 4 Versuchspersonen, die die vorgegebene Reihenfolge beibehalten, also nicht kategorial organisieren. Befragen dieser Versuchspersonen ergab, daß sie sich Geschichten ausgedacht hatten, in denen die Wörter der Lernliste in der vorgegebenen Reihenfolge auftragen. Diese Suchstrategie, die auf episodenartige Verbindungen zurückgreift, die von der Versuchsperson beim Merken hergestellt wurden, das sog. 'episodische Gedächtnis' (TULVING,1972) ist besonders häufig bei seriellem Erinnern zu finden und entspricht in etwa der Phänomenologie der 'memoria' bei

AUGUSTINUS (confessiones, 10. Buch, 8. Kap.)[+] und auch der 'ars memoratoria' der antiken Rhetorik.

3.3.4. Der Zusammenhang zwischen den Testergebnissen und bestimmten Charakteristika des Suchverhaltens

Die Wahl des Testverfahrens (Test 7 aus dem BET, Form ROT, Heft A) geschah mit dem Ziel, durch einen Test, der auf korrektem Kategorisieren beruht, zu kontrollieren, ob unterschiedliche Formen der Organisation von Gedächtnisinhalten in den verschiedenen Gruppen auf unterschiedlich hohe Leistungsfähigkeit, wie sie dieser Test erfaßt, in diesem Test zurückzuführen seien.

Die Untersuchung der Testergebnisse in den Gruppen 1 - 5 zeigt nun keinen signifikanten Unterschied (F = 1,7) zwischen den Gruppen (siehe Tab. 8).

Tabelle 8 Testergebnisse in den Gruppen

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
Mittelwert der Testergebnisse	40,6	34,4	34,2	37,8	38,3

Damit erscheint es zulässig, anzunehmen, daß die deutlichen Unterschiede in der Organisation von Gedächtnisinhalten zwischen den Gruppen auf die experimentelle Anordnung, d.h. die Strukturen der Lernlisten und nicht auf Unterschiede zwischen den Gruppen zurückzuführen sind.
Zugleich zeigt sich, daß dieser Test in der untersuchten Stichprobe eine hohe Meßgenauigkeit aufweist; die Meßgenauigkeit wurde mithilfe eines varianzanalytischen Versuchsplans als Verhältnis 'Varianz zwischen den Versuchspersonen/Gesamtvarianz' (F = 0.92) bestimmt.
Eine gewisse Differenzierung des Bildes ergibt sich jedoch, wenn Versuchspersonen mit für ihre Gruppe untypischen Such-

[+] YATES (1966) zeigt, daß die Metaphorik bei Augustinus (z.B. 'praetoria memoriae' 'thesauri' etc) auf die Techniken der Gedächtnisschulen in römischen Rhetorikschulen zurückgeht.

strategien analysiert werden. Voraussetzung für eine solche weitere Untersuchung ist jedoch, daß diese Versuchspersonengruppen

(1) genügend groß sind und

(2) eindeutig von den übrigen Versuchspersonen zu unterscheiden sind.

Aufgrund dieser beiden Kriterien wurden die Versuchspersonen mit einer 'episodischen Suchstrategie' in Gruppe 2 mit den übrigen Vpn dieser Gruppe verglichen; außerdem wurden die Versuchspersonen der Gruppe 5, die eine Kategorisierung des Lernmaterials zeigen, mit denen verglichen, die seriell reproduzieren.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 9 dargestellt.

Tabelle 9 Vergleich der Testwerte von Versuchspersonen mit untypischen Suchstrategien und von Versuchspersonen mit 'üblicher' Suchstrategie

	Gruppe 2	Gruppe 5
untypische Gruppe	33,2	35,8
typische Gruppe	37,1	43,7
	n.s.	$P(\alpha)<0.05$

Die Ergebnisse zeigen einen gewissen Einfluß der durch den Test gemessenen Fähigkeit, korrekt zu kategorisieren, auf die Schnelligkeit oder Bereitschaft, eine Strategie zu wählen, die eine starke Änderung der vorgegebenen seriellen Ordnung verlangt.

3.3.5 Bestimmung des serialen Effekt

Zur Bestimmung des Ausmaßes der Wirkung der Reihenfolge bei der Vorgabe auf die Reihenfolge bei der Wiedergabe wurden zwei Maße verwendet:

(1) Die Spearman-Rang-Korrelation zwischen der Reihenfolge der Vorgabe und der gemittelten Reihenfolge der Wiedergabe in einer Gruppe,

(2) der Varianzanteil, der bei der mehrdimensionalen Skalierung der Distanzen zwischen den Wörtern bei Wiedergabe auf die Dimension entfiel, die mit der Vorgabenreihenfolge übereinstimmte.+

Zunächst sollen die Ergebnisse der Korrelationsanalyse grafisch dargestellt werden, wobei jeweils die Gruppen gegenübergestellt werden, bei denen unterschiedliche serielle Wirkungen isoliert werden können.

Abb. 8 Gruppe 2 (x) gegen Gruppe 5 (o)

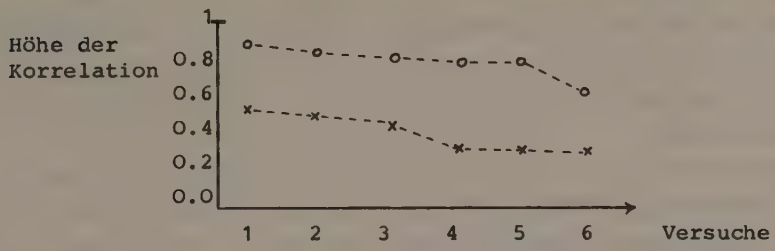
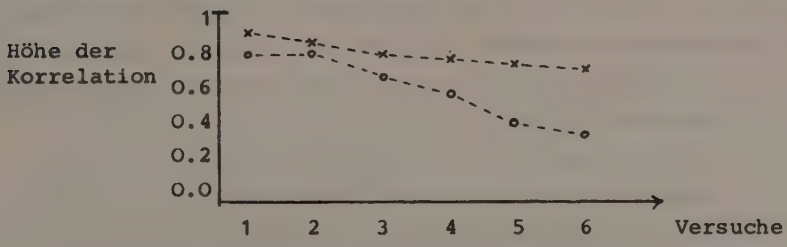


Abb. 9 Gruppe 1 (x) gegen Gruppe 3 (o)



+Infolge der beschränkten Computerzeit konnte dieses Maß nur für den jeweils 6. Versuch berechnet werden.

Abb. 10
Gruppe 1 (x) gegen Gruppe 2 (o)

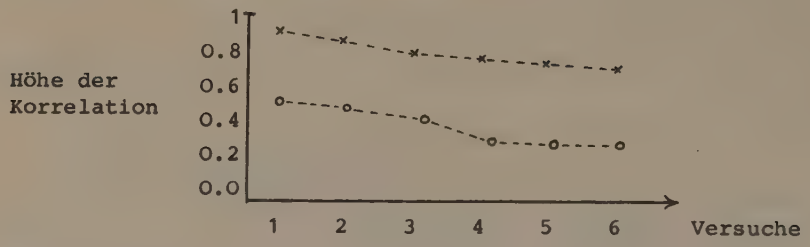
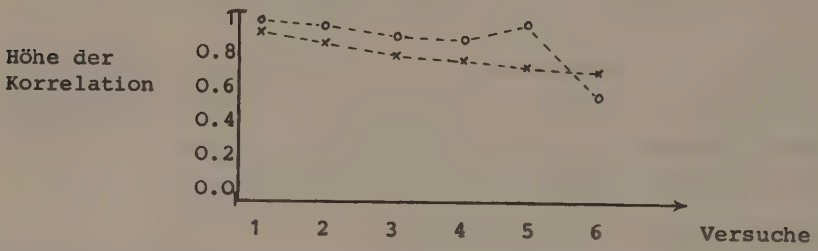


Abb. 11
Gruppe 1 (x) gegen Gruppe 4 (o)



Für alle Gruppen ist ein Absinken der Korrelation in Abhängigkeit von der Größe des Abstands zur Lernphase festzustellen, wobei allerdings deutliche Unterschiede sowohl in der durchschnittlichen Höhe der Korrelation wie auch in ihrem Verlauf sichtbar werden.

Im folgenden werden die einzelnen Gegenüberstellungen besprochen, soweit sie auf dem 5 %-Niveau signifikant sind (A-Test mit z'-transformierter Korrelation). Der deutlichste Unterschied in Höhe und Verlauf ist zwischen den Korrelationen der Gruppen 2 und 5 festzustellen, obwohl es sich in beiden Fällen um nicht-kategorial assoziativ geordnete Lernlisten handelt. Der Unterschied weist darauf hin, daß infolge der Anwesenheit von Kategoriennamen in der Lernliste der Gruppe 2 schon vor dem ersten Versuch eine Umordnung der Reihenfolge in Richtung auf eine bessere Übereinstimmung mit der taxonomischen Hierarchie erfolgte. In Gruppe 5 dagegen wird die serielle Anordnung der Lernliste nahezu fehlerfrei beibehalten; erst in Versuch 6 wird ein teilweises Abgehen von der ursprünglichen Reihenfolge deutlich.

Die relativ hohen Korrelationen in den Gruppen 1 und 3 verglichen mit 2 haben vermutlich ihre Ursache darin, daß die taxonomische Ordnung mit der seriellen Ordnung zu vereinbaren war; die Abweichungen von einer vollständigen Übereinstimmung lassen sich darauf zurückführen, daß

(1) die Kategorie 'Hunde' an den Oberbegriff 'Tiere' herangerückt wird, und

(2) innerhalb der Kategorien die für die Versuchspersonen typischen Repräsentanten zuerst genannt werden.

Da in Gruppe 3 unterschiedliche Kategoriengrößen vorgegeben wurden ('Fische' 3, 'Hunde' 6, 'Blumen' 3, 'Bäume 6) und daher die beiden Sechserkategorien von einem Teil der Versuchspersonen in jeweils 2 aufgespalten wurden (große bzw. kleine Hunde, Laub- bzw. Nadelbäume), sinkt notwendigerweise die durchschnittliche Korrelation gegenüber Gruppe 1.

Aufgrund der experimentellen Anordnung waren bei Gruppe 4 hohe Korrelationen zu erwarten, da die Lernliste entsprechend der taxonomischen Ordnung gebildet war und zugleich die serielle Wiedergabe durch die grafische Gestaltung unterstützt wurde; es zeigte sich tatsächlich, daß in Gruppe 4 die Erinnerungsliste im Durchschnitt am höchsten mit der Lernliste übereinstimmte (Unterschied zu Gruppen 5 und 1 allerdings nicht signifikant).

Mit dem Bild von der Wirkung der seriellen Anordnung auf die Reihenfolge der Erinnerung, das sich aus der Betrachtung der durchschnittlichen Korrelationen ergibt, stimmen auch die Varianzanteile überein, die bei der mehrdimensionalen Skalierung der erinnerten Wörter auf die Dimensionen entfallen, auf der die Projektionen der die Wörter repräsentierenden Punkte die gleiche Reihenfolge haben wie die Wörter auf der Lernliste (siehe Tab. 10).

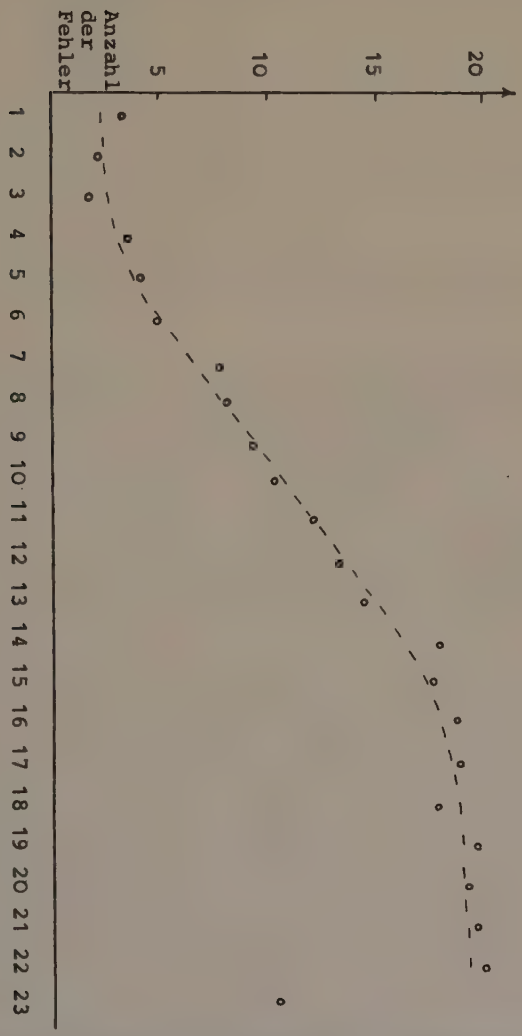
Tab. 10 Auswirkung der seriellen Position in der Lernliste auf die Erinnerungslisten

	mittlere Korrelationen $\frac{1}{K}\sum_{j=1}^{k}\frac{1}{2}\ln\frac{1+r_j}{1-r_j}$	Varianzanteile der 'Serien'-Dimension
Gruppe 1	0,7818	38,56 %
2	0,3679	7,01 %
3	0,6261	9,67 %
4	0,9138	67,24 %
5	0,8337	43,29 %

Neben dem allgemeinen korrelativen Zusammenhang zwischen der Lernliste und den Erinnerungslisten zeigen sich noch zwei deutliche Positionseffekte; einmal eine deutliche Überlegenheit der Anfangsposition hinsichtlich der Fehlerzahl (siehe Abb. 12) und zum andern ein umgekehrt u-förmiger Zusammenhang zwischen der Position in der Lernliste und der Anzahl sowie dem Ausmaß von Positionsverschiebungen in den Erinnerungslisten (siehe Abb. 13).
Die Überlegenheit der Anfangsposition ist als Auswirkung der proaktiven Hemmung+ in der Lernphase (MÜLLER/PILZECKER, 1900) plausibel; diese erklärt auch, warum bei steigender Positionszahl die Fehler in der Form einer negativ beschleunigten Funktion zunehmen, lediglich das letzt Wort zeigt wieder eine ähnlich niedrige Fehlerquote wie die Wörter am Anfang, was auf die wahrnehmungsmäßig herausgehobene Stellung zurückzuführen ist.

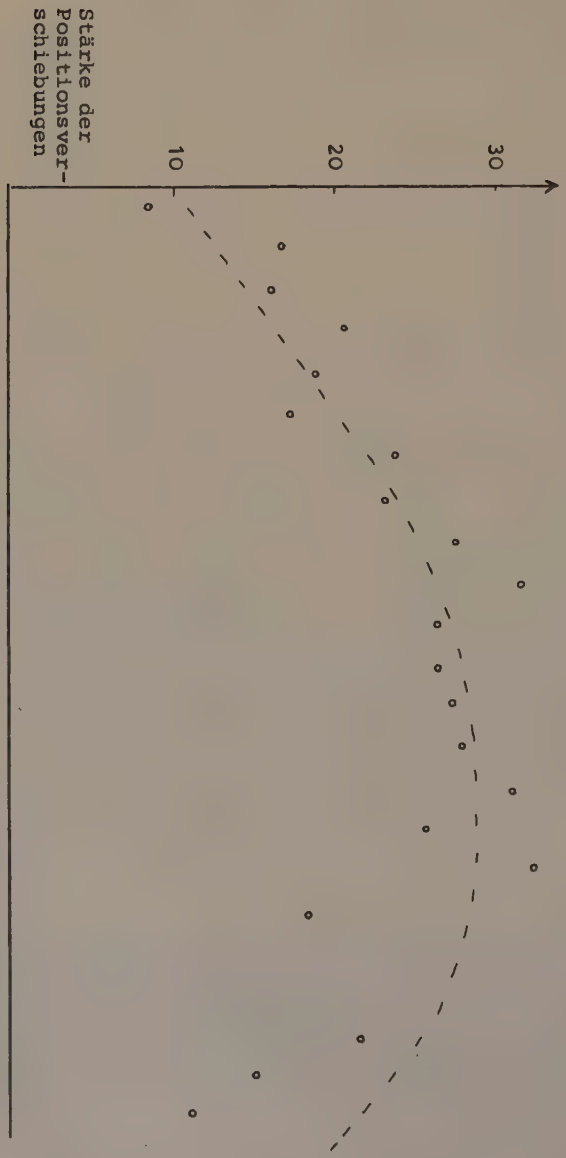
+MÜLLER/PILZECKER (1905) bezeichnen dieses Phänomen als vorauswirkende Gedächtnishemmung.

Abb. 12 Durchschnittliche Fehlerzahl in den Gruppen pro Durchgang im Zusammenhang mit den Rangpositionen



Die umgekehrte u-förmige Verteilung der Positionsverschiebung auf die Positionen der Lernliste weist auf Ankereffekte von Listenanfang und -ende hin und stimmt mit den experimentellen Ergebnissen überein, die immer wieder (siehe z.B. EBENHOLZ, 1972) über Positionseffekte beim seriellen Lernen referiert worden sind.

Abb. 13 Durchschnittliche Positionsverschiebungen pro Gruppe und Durchgang in Abhängigkeit vom Durchgang in der Lernliste



3.4. Organisation im Langzeitgedächtnis und in den Ähnlichkeitsbeurteilungen

3.4.1. Vergleich der Ergebnisse der Erinnerungsversuche und der Sortieraufgabe

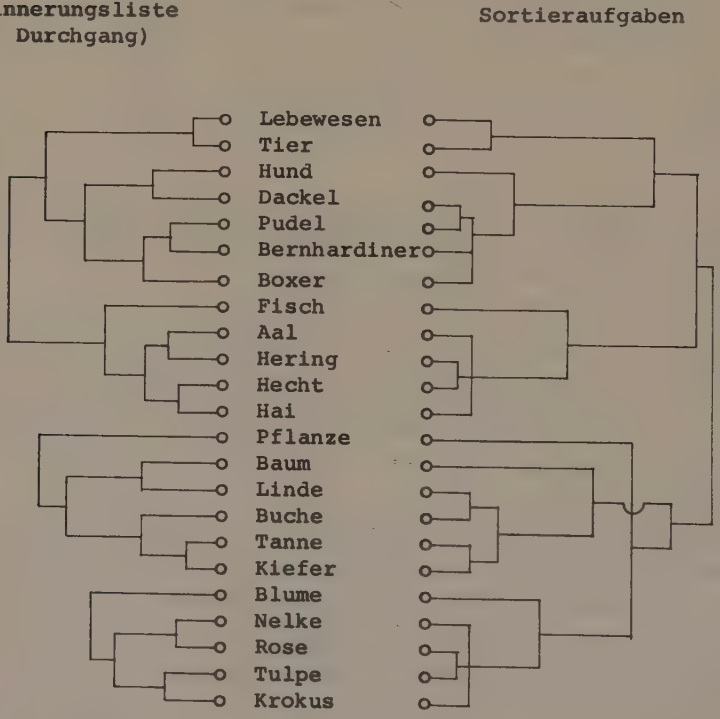
Unter der Voraussetzung, daß die Organisation von Gedächtnisinhalten davon abhängt, wie die zu behaltenden Items bei der Speicherung codiert worden sind (FREUND/UNDERWOOD, 1970; TULVING/OSLER, 1968), ist anzunehmen, daß bei Kategorisierungs- oder Sortieraufgaben eine Struktur entsteht, die sich nur unwesentlich von der Struktur von Erinnerungsprotokollen unterscheidet.

Auf den folgenden Seiten werden die hierarchischen Strukturen dargestellt, die sich aus den Erinnerungsprotokollen bzw. den Protokollen der Sortieraufgabe ergeben.
Der hierarchische Clusteralgorithmus für die Erstellung der Hierarchien arbeitet mit gemittelten Distanzen (average linkage), da sich in den Vorversuchen herausgestellt hatte, daß das Vorgehen von 14 der 15 untersuchten Versuchspersonen bei hierarchischer Begriffsbildung am besten mit einem Mittelungsprozeß beschreibbar war.
Um die Organisation des Gedächtnismaterials unabhängig von der vorgegebenen Reihenfolge bestimmen zu können, wurde mit den Distanzen zwischen den Begriffen der Erinnerungsliste zunächst eine mehrdimensionale Skalierung (MINISSA, 6 Dimensionen, euklidische Metrik) durchgeführt; dabei ergab sich entweder eine Dimension, die mit der Vorgabereihenfolge übereinstimmte oder eine Ebene, in der eine Dimension so rotiert werden konnte, daß sie den Einfluß der Reihenfolge erfaßte.
Der serielle Einfluß wurde dadurch herauspartialisiert, daß eine neue Distanz berechnet wurde, bei der die Komponente der Reihenfolgedimension nicht berücksichtigt wurde.
Wenn p die Dimension ist, die mit der Reihenfolge übereinstimmt, dann berechnet sich die partielle Distanz zwischen den Objekten j und k wie folgt:

$$(p)d_{jk} = \left(\sum_{i=1;i\neq p}^{n} (x_{ij} - x_{ik})^2 \right)^{1/2}$$

Die Berechenbarkeit partieller Distanzen ist nicht nur auf die euklidische Metrik beschränkt, sondern läßt sich bei allen dimensional dekomponierbaren Metriken (KRANTZ/TVERSKY 1970) anwenden.

Abb. 14 Gegenüberstellung der hierarchischen Organisation der Erinnerungslisten und der hierarchischen Struktur der Sortieraufgabe (Gruppe 1)

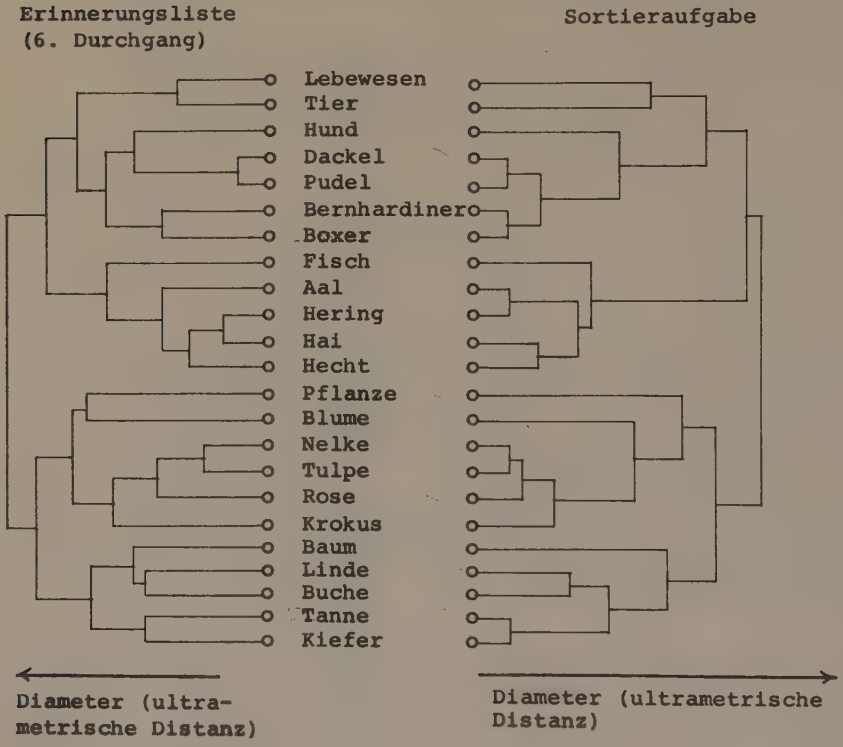


Trotz der großen generellen Übereinstimmung der beiden Hierarchien fällt auf, daß nur bei der Organisation im Gedächtnis

Kategorien durch Bildung von Äquivalenzklassen aus Klassennamen und spezifischen Begriffen (z.B. {'Dackel', 'Hund'} und {'Linde, 'Baum'}) paradigmatisch repräsentiert werden. Eine solche paradigmatische Klassifikation (WATANABE,1972, S. 167) spielt nicht nur im täglichen Leben eine erhebliche Rolle (z.B. lernen Kinder Klassenzugehörigkeit über die Aufzählung von typischen Beispielen), sondern auch in der automatischen Zeichenerkennung.
Das Auftreten dieses Phänomens bei der Bildung von Ordnungen im Gedächtnis sowie sein Fehlen bei Ordnungen aufgrund von klassifizierenden Urteilen, legt den Schluß nahe, daß in den Beurteilungsprozessen die normative Subsumtionshierarchie (ein 'Dackel' ist ein 'Hund') eine größere Bedeutung hat als bei der Bildung von Ordnungen im Gedächtnis, wo Zuordnungen wie: 'ein'Pudel' ist etwas Ähnliches wie ein 'Dackel'' häufiger gebildet werden; es ist dabei zu beachten, daß in diesem Zusammenhang die Relationen 'ist ein' und 'ist etwas Ähnliches wie' nicht symmetrisch+ sind.

+es wäre zu untersuchen, ob sie nicht - strenggenommen - antisymmetrisch sind; da Transitivität, nicht aber Konnexität gewährleistet ist, läge in diesem Fall eine Halbordnung vor.

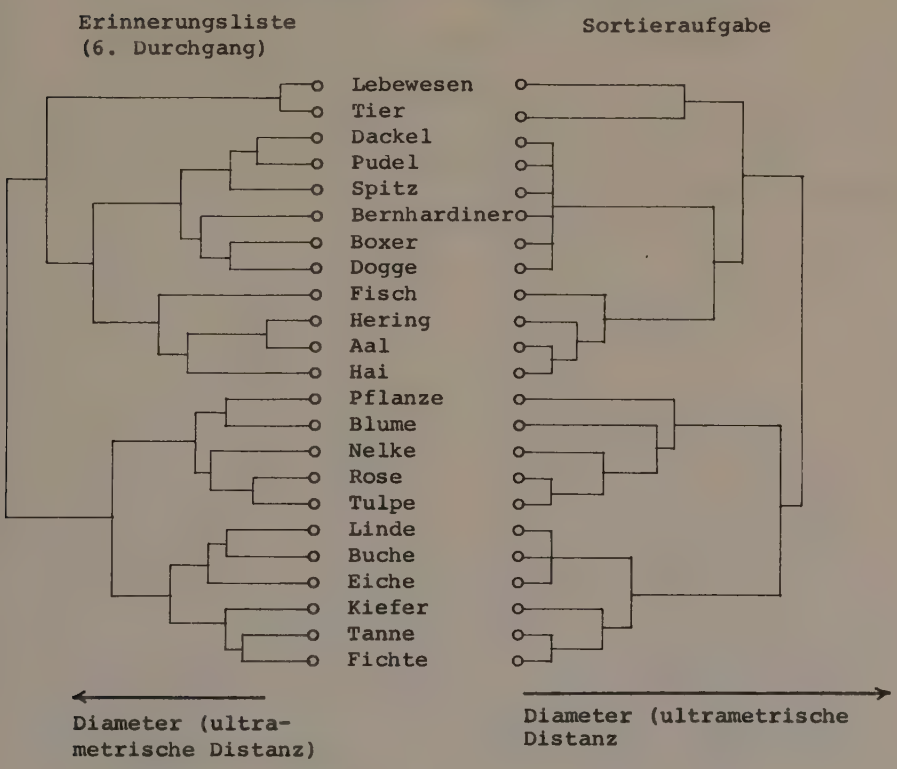
Abb. 15 Gegenüberstellung der hierarchischen Organisation der Erinnerungslisten und der Hierarchischen Struktur der Sortieraufgabe (Gruppe 2)++



++ohne die Versuchspersonen mit episodischer Suchstrategie, da diese rein serielle Erinnerungslisten lieferten (siehe S.46)

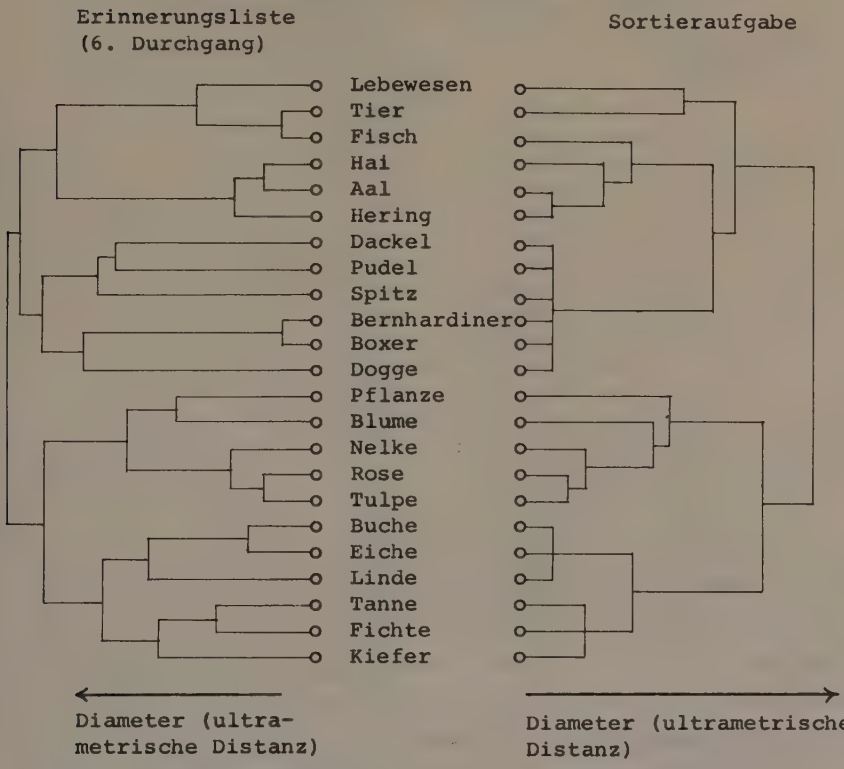
Ähnlich wie bei Gruppe 1 ist hier eine Tendenz zu paradigmatischer Repräsentierung der Kategorien bei den Erinnerungsversuchen zu finden, die jedoch deshalb nicht so deutlich ausfällt, da von den Versuchspersonen verschiedene Paradigmata für die gleichen Klassen benutzt wurden (Pudel bzw. Dackel für 'Hunde'; Buche bzw. Linde für 'Bäume').

Abb. 16 Gegenüberstellung der hierarchischen Organisation der Erinnerungslisten und der hierarchischen Struktur der Sortieraufgabe (Gruppe 3)



Der deutlichste Unterschied zwischen der Hierarchie aufgrund der Erinnerungslisten und der Hierarchie aufgrund der Sortieraufgabe besteht in der Aufspaltung der Kategorie 'Hunde' in die beiden (unbenannten) Unterkategorien 'kleine Hunde' und 'große Hunde' in der Erinnerungsliste. Das Aufspalten großer Kategorien in zwei Unterkategorien von annähernd optimaler Größe (≈3) wird auch bei der Kategorie 'Bäume' in der Aufteilung in 'Laub-' und 'Nadelbäume' deutlich. Der Unterschied zu den Hierarchien in den Gruppen 1 und 2 besteht vor allem darin, daß bei Gruppe 3 zwar Lebewesen und Tiere ebenfalls als äquivalente Begriffe benutzt werden, aber hier nicht paradigmatisch repräsentiert werden durch die Kategorie 'Hunde'. Dieses Ergebnis weist auf die Bedeutung von Klassennamen bei der Hierarchisierung hin.

Abb. 17 Gegenüberstellung der hierarchischen Organisation der Erinnerungslisten und der hierarchischen Struktur der Sortieraufgabe (Gruppe 4)

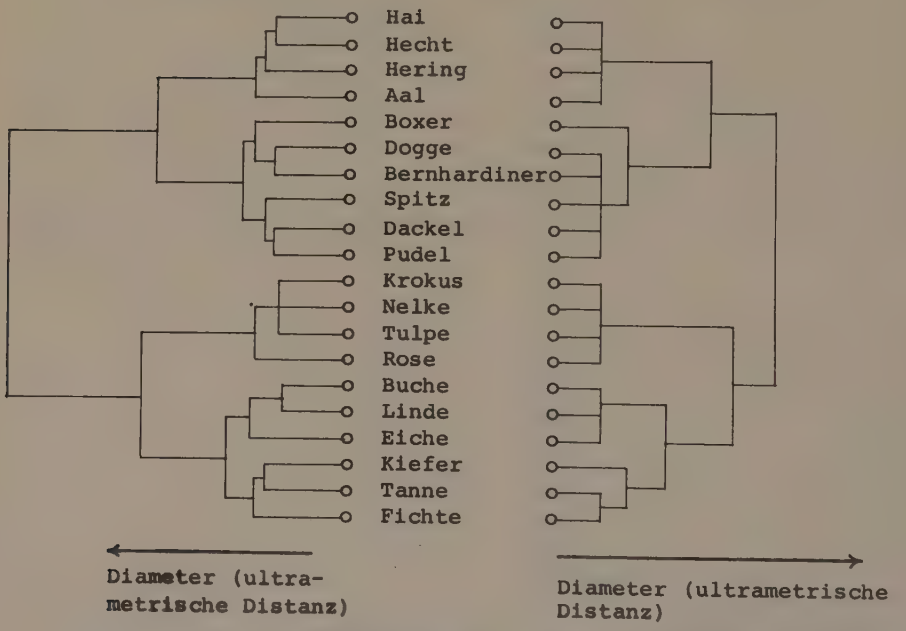


Es liegt nahe anzunehmen, daß infolge des Fehlens des Klassennamens 'Hunde' hier eine Äquivalenzklasse aus den Begriffen Lebewesen, Tier und Fisch gebildet wird. Die übrigen Klassen- und Unterklassenbildungen entsprechen der bei Gruppe 3 gefundenen Hierarchisierung.

Bei der Gegenüberstellung der Hierarchien in der Gruppe 5 ist es nicht möglich, die über alle Versuchspersonen dieser Gruppe gemittelten Ergebnisse zugrundezulegen, sondern es ist notwendig, sich dabei auf die 7 Versuchspersonen zu beschränken, die im 6. Durchgang eine kategoriale Umordnung der Begriffe vorgenommen haben, während die übrigen 15 Versuchspersonen die

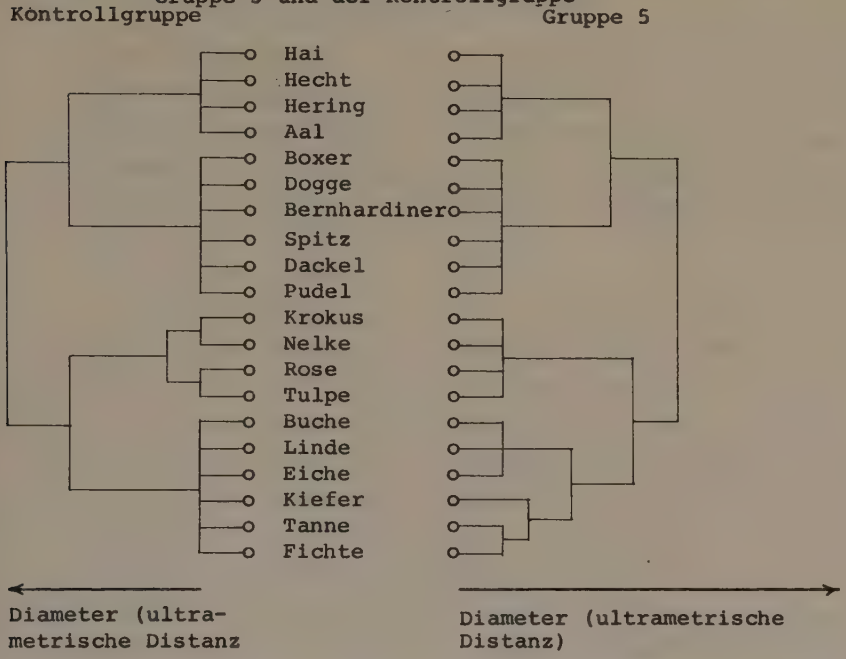
Reihenfolge der Lernliste lediglich von Zufallsfehlern überlagert wiedergegeben haben.

Abb. 18 Gegenüberstellung der hierarchischen Organisation der Erinnerungslisten und der hierarchischen Struktur der Sortieraufgabe (Gruppe 5)



In den Erinnerungslisten der 7 Versuchspersonen der Gruppe 5 wird wieder die Tendenz zur Bildung von Klassen mit 3 - 4 Begriffen deutlich. Die Struktur der Protokolle der Sortieraufgaben ist bei dieser Gruppe äußerst einfach und stimmt im Wesentlichen mit den Ergebnissen der Kontrollgruppe überein (siehe Abb. 19).

Abb. 19 Strukturen der Protokolle der Sortieraufgabe von Gruppe 5 und der Kontrollgruppe



Eine Untersuchung der hierarchischen Strukturen zeigt deutlich, daß die Strukturen der Erinnerungslisten in jedem Fall differenzierter sind als die entsprechenden Strukturen, die sich aus den Sortieraufgaben ergeben. Zusätzlich muß noch berücksichtigt werden, daß die Erinnerungsversuche trotz des zeitlichen Zwischenraums die Sortierversuche auf eine größere Differenziertheit hin beeinflußt haben.

Diesen Einfluß sieht man daran, daß sich mit Ausnahme von Gruppe 5 in allen Gruppen die Strukturen aus den Sortierversuchen von der Struktur in der Kontrollgruppe signifikant unterscheiden.[+]

Aufgrund dieser Ergebnisse ist festzustellen, daß nicht nur bei der Encodierung des Erinnerungsmaterials organisierende Einflüsse (siehe KÖHLER, 1941, S. 492) wirksam werden, sondern, daß man sich durch häufiges Reproduzieren und damit verbundene Suchprozesse

[+]Die Untersuchung des Unterschieds zwischen den Strukturen wurde mithilfe der Gittertheorie (siehe S. 37f.) vorgenommen. Dabei wurde aus den einzelnen Protokollen der Erwartungswert für die Anzahl notwendiger Verschiebungen der Partitionen berechnet, desgleichen die Varianz. Mithilfe der TSCHEBYSCHFF-Ungleichung wurde dann festgestellt, ob sich je zwei Strukturen signifikant voneinander unterscheiden (siehe Anhang A).

einer Struktur annähert, die Suchprozesse optimalisiert (siehe S. 13).

Ähnlich beurteilt auch TULVING die Funktion von Wiederholungen. "Repetition does not change the basic storage capacity of memory. Rather organizing processes accompanying repetition lead to an apparent increase in capacity by increasing the information load of individual units" (TULVING, 1962, S. 344 f.).

3.4.2. Analyse mehrstelliger Ähnlichkeitsrelationen

Zu der von BRAVERMAN (siehe S. 12) entwickelten Methode wurde ein parameter-freies Analogon auf der Grundlage des Maximum-χ^2-Verfahrens entwickelt, mit dem mehrere Sequenzen von Ereignissen (behandelt als 0-1-Folgen) simultan darauf untersucht werden können, ob sich die Bildung von bestimmten n-Tupeln signifikant von Zufallsordnungen unterscheidet.

Jedem Wort wird die beobachtete Folge von Wiedergaben und Auslassungen bei den einzelnen Versuchspersonen in den Durchgängen zugeordnet. Diese Folgen werden dann in allen herstellbaren n-Tupeln daraufhin untersucht, ob bei bestimmten N-tupeln überzufällig hohe χ^2-Werte auftreten.

Da dieses Verfahren einen immensen Rechenaufwand verlangt, wenn es auf alle Wörter simultan angewandt wird[+], war eine Auswahl von Wörtern notwendig, die eine solche Untersuchung mit geringerem Aufwand ermöglicht. Ausgewählt wurden die Kategorien 'Blumen' und 'Fische'; da hier zu beobachten war, daß die Reihenfolgeverschiebungen in den Erinnerungslisten meist darauf zurückgeführt werden konnten, daß innerhalb jeweils eines Tripels alle möglichen Permutationen auftraten und das vierte Wort jeweils vor oder nach dem Tripel erinnert wurde.

Bei der paarweisen Analyse werden für die Unterschiede zwischen zwei Hamming-Distanzen die entsprechenden χ^2-Werte bestimmt und die exakten Prozentwerte berechnet.

Bei den Tripeln werden die Häufigkeitsverteilungen der Konstellationen von Fehlern und Reproduktionen ebenfalls mittels der den χ^2-Werten entsprechenden Prozentpunkte verglichen; dabei wird analog der Konfigurationsfrequenzanalyse von LIENERT (1972) vorgegangen.

[+] bei 27 Wörtern bestehen 10888869.10^{21} Möglichkeiten zur Bildung von n-Tupeln, jeder Möglichkeit ist eine 0-1-Folge aus ca. 600 Elementen zugeordnet; diese Überlegungen zur Größenordnung der Rechenoperationen zeigen, daß mit dem hier entwickelten parameterfreien Verfahren größere Datenmengen nicht analysiert werden können, es sei denn, aufgrund von Vorversuchen ließe sich die Zahl der infragekommenden Möglichkeiten drastisch reduzieren. Eine weitere Verringerung des Rechenaufwandes ist bei der Verwendung a-priori-geschätzter Parameter erreichbar.

Die Verteilung von Fehlern und Reproduktionen in Gruppe 2 (1. Durchgang) ist in Tabelle 11 zu finden.

Tabelle 11 Fehler (o) und Reproduktionen (x) in Gruppe 2 (1. Durchgang)

	Rose	Tulpe	Nelke	Krokus
1	o	x	x	x
2	x	x	x	x
3	x	x	x	x
4	x	x	o	x
5	o	x	x	x
6	x	o	x	x
7	x	x	x	x
8	x	x	x	x
9	x	x	x	o
10	x	o	x	x
11	o	o	x	x
12	o	x	o	x
13	x	x	x	x
14	x	o	x	x
15	x	o	x	x
16	o	x	x	x
17	x	x	o	o
18	x	x	x	o
19	x	x	x	x
20	x	x	o	x
21	x	x	x	x
22	x	x	x	x

Die entsprechenden HAMMING-Distanzen in Tabelle 12 zeigen keine deutlichen Unterschiede untereinander; dem maximalen χ^2-Wert entspricht ein Prozentwert von 37 %.

Tabelle 12 Hamming-Distanzen zwischen den Blumen

	Rose	Tulpe	Nelke	Krokus
Rose	0	13	16	15
Tulpe	13	0	12	13
Nelke	16	12	0	18
Krokus	15	13	18	0

Es ist natürlich möglich, diese vier Punkte in einem 3-dimensionalen Raum darzustellen und damit drei gemeinsame Dimensionen zur Beschreibung zu finden. Darüberhinaus lassen sich bei der Wahl der euklidischen Distanzfunktion, die Dimensionen so rotieren, daß drei 'Blumen'lediglich Projektionen auf 2 Dimensionen zugeordnet sind, während nur die vierte Blume eine von Null unterschiedliche Ausprägung in der dritten Beschreibungsdimension zeigt. Da dieses Vorgehen bei beliebigen Tripeln möglich ist, bietet die dimensionale Analyse keine Hinweise, (1) ob eine Anordnung in Tripeln 'besser' ist als eine in Paaren und (2) welches dieser Tripel das 'richtige' ist .

Ein Vergleich der Konfigurationen (siehe Tabelle 13) weist ebenfalls darauf hin, daß innerhalb der Kategorien keine weitere Differenzierung stabil ist.

Tabelle 13 Konfiguration von Fehler-Reproduktionsfolge

{Tulpe,Nelke,Krokus}	{Rose,Tulpe,Nelke}	{Rose,Tulpe,Krokus}	{Rose,Nelke,Krokus}
11	10	9	12
2	3	3	2
3	4	4	2
5	3	4	4
1	0	0	1
0	1	0	0
0	1	1	1
0	0	0	0

Der maximale χ^2-Wert entspricht 67 %. Die Differenzierung in den anderen Gruppen fiel in der Kategorie 'Blumen' ähnlich aus; die entsprechenden χ^2-Werte waren allerdings noch niedriger als in Gruppe 2.
Die ebenfalls mit diesem Verfahren untersuchte Kategorie 'Fische' zeigte auch keine konsistente Ordnung aufgrund einer oder mehrerer mehrstelliger Ähnlichkeitsrelationen.

Durch diese Ergebnisse wird diese Methode jedoch nicht invalidiert, da die Fehlerquoten sehr gering und die Stichprobengrößen in den Gruppen mit 22 Vpn an der unteren Grenze des mit χ^2-Verfahren Untersuchbarem liegen.

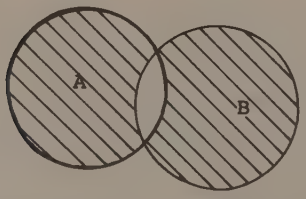
Über die Analyse von mehrstelligen Relationen hinaus ist dieses Verfahren jedoch auch anwendbar bei der Untersuchung, inwieweit bestimmten Partitionen statistische Bedeutung zukommt; im Gegensatz zu dem Prüfverfahren von JOHNSON (siehe Anhang A) ist dieses Verfahren unabhängig von der hierarchischen Höhe einer Partition, während das Verfahren von JOHNSON lediglich im unteren Teil der Hierarchie zu trennen vermag (siehe FILLENBAUM/RAPOPORT, 1972).

3.4.3 Exkurs Metrische Strukturen in Begriffsbäumen

Wie auf S. 37f. gezeigt, ist jede hierarchische Struktur von Begriffen unterschiedlicher Abstraktheit (inhomogene hierarchische Ordnung - IHO) einem Halbgitter mit vergleichbaren minimalen oberen Grenzen äquivalent. Für quantitative Voraussagen, z.B. des Transfers, der Generalisation oder Identifikation erscheint es angebracht, die Metrisierbarkeit und die dabei auftretenden Probleme zu erörtern.

(1) Als Ausgangspunkt der Überlegungen wird die symmetrische Mengendifferenz $m(A \oplus B) = m(A) + m(B) - 2m(A \cap B)$ gewählt, von der RESTLE (1959) gezeigt hat, daß sie eine Metrik ist.

Abb. 20 die symmetrische Mengendifferenz: $A \oplus B$



Das Rationale für die Anwendung dieser Metrik in Begriffsbäumen kann leicht gezeigt werden. Begriffe sind demnach Strukturen (Mengen von 'Eigenschaften' oder 'Funktionen' zugleich mit einer Menge von Relationen über die erste Menge), deren Komplexität meßbar und damit vergleichbar ist. Die entsprechende Distanz zwischen zwei Strukturen ($\mathcal{A}$ und $\mathcal{B}$) kann dann als

(2) $d(\mathcal{A},\mathcal{B}) = k(\mathcal{A}) + k(\mathcal{B}) - 2k(\mathcal{A} \cap \mathcal{B})$ definiert werden, wobei $k(\mathcal{A})$ das Maß der Komplexität von $\mathcal{A}$ ist.

Ausgehend von der Aristotelischen Begriffstheorie der 'universalia in rebus' (Analytika priora) können Oberbegriffe (das Gemeinsame der Dinge) dann als das logische Produkt der subsumierten Begriffe angesehen werden. Wenn $\mathcal{P}$ der Oberbegriff von $\mathcal{A},\ldots,\mathcal{Z},\ldots,\mathcal{N}$ ist, dann

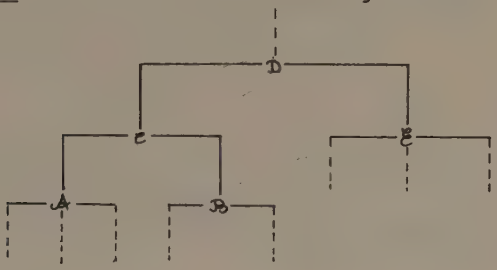
(3) ist

$$\mathcal{P} = \bigcap_{\mathcal{Z}=\mathcal{A}}^{\mathcal{N}} \mathcal{Z}$$

Auch mit dieser Definition von Oberbegriffen werden die metrischen Eigenschaften von $d(\mathcal{A},\mathcal{B})$ nicht verletzt. Die Eigenschaften dieser Metrik lassen sich nun näher bestimmen.

Als Ausgangspunkt sei ein einfacher Ausschnitt aus einem Begriffsbaum der folgenden Struktur gegeben (siehe Abb. 21).

Abb. 21 Ausschnitt aus einem Begriffsbaum



Es lassen sich nun die Distanzen zwischen den Begriffen entsprechend den Definitionen (2) und (3) bestimmen:

$$d(\mathcal{A},\mathcal{B}) = k(\mathcal{A}) + k(\mathcal{B}) - 2k(\mathcal{C})$$

$$d(\mathcal{A},\mathcal{C}) = k(\mathcal{A}) - k(\mathcal{C})$$
$$d(\mathcal{B},\mathcal{C}) = k(\mathcal{B}) - k(\mathcal{C})$$

Daraus folgt, daß die Anordnung $\mathcal{A},\mathcal{B},\mathcal{C}$ eindimensional ist, da $d(\mathcal{A},\mathcal{B}) = d(\mathcal{A},\mathcal{C}) + d(\mathcal{B},\mathcal{C})$. Desgleichen bilden $\mathcal{B},\mathcal{C},\mathcal{D}$ und $\mathcal{C},\mathcal{D},\mathcal{E}$ eindimensionale Anordnungen.

Wenn in einem Quintupel von Punkten jeweils in zwei Punkten übereinstimmende Tripel eindimensional sind, wie oben gezeigt, dann ist bei dimensional darstellbaren Distanzen auch das Quintupel eindimensional; es läßt sich aber leicht zeigen, daß $\mathcal{A},\mathcal{B}$ und $\mathcal{E}$ nicht auf einer Dimension liegen können.

$$d(\mathcal{A},\mathcal{E}) \leq d(\mathcal{A},\mathcal{B}) + d(\mathcal{B},\mathcal{E})$$

$$k(\mathcal{A}) + k(\mathcal{E}) - 2k(\mathcal{D}) \leq k(\mathcal{A}) + k(\mathcal{B}) - 2k(\mathcal{C}) + k(\mathcal{B})$$

$$+ k(\mathcal{E}) - 2k(\mathcal{D})$$

Durch Kürzen ergibt sich

$$0 \leq 2k(\mathcal{B}) - 2k(\mathcal{C}).$$

Da per Definitionem $k(\mathcal{B}) > k(\mathcal{C})$, geht die Dreiecksungleichung nicht in eine Dreiecksgleichung über.
Für die metrische Analyse von Begriffsbäumen bedeutet dies, daß sie nicht dimensional dekomponierbar sind (BEALS/KRANTZ/TVERSKY, 1969; KRANTZ/TVERSKY, 1970).

Wenn statt von der symmetrischen Mengendifferenz von der

euklidischen Metrik oder einer anderen MINKOWSKI-Metrik

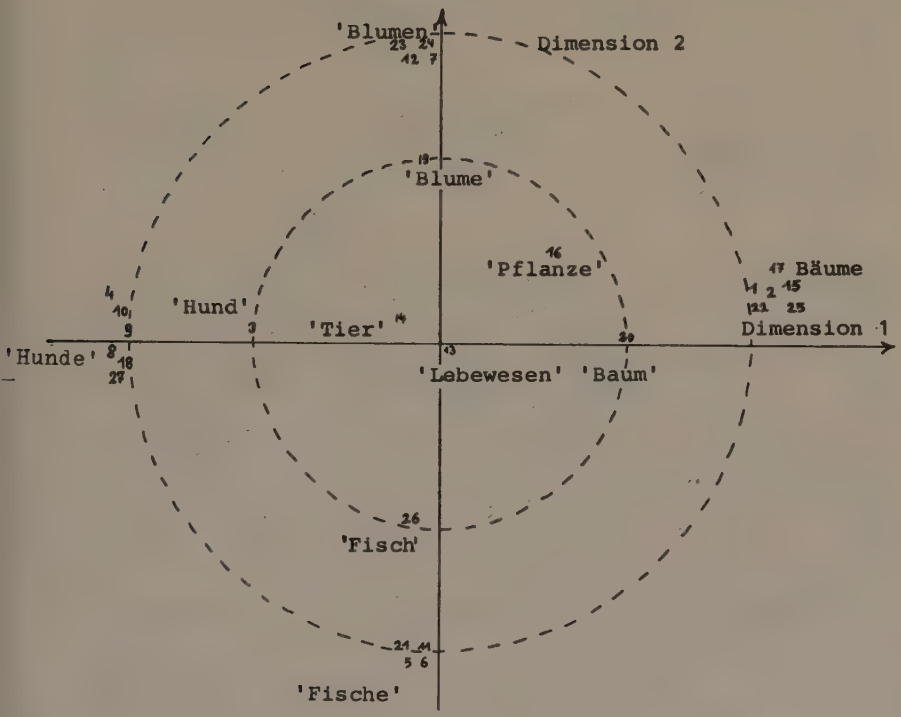
ausgegangen wird, ist eine räumliche Repräsentierung möglich. Dabei fällt der allgemeinste Begriff mit dem Ursprung des Koordinatensystems zusammen; Oberbegriffe geringerer Abstraktheit liegen auf Gleich-Ähnlichkeits-Konturen um diesen Punkt und die spezifischen Begriffe liegen auf der äußeren Sphäre.

Die Ergebnisse zeigen, daß Versuchspersonen, die durch die Erinnerungsversuche an einen Begriffsbaum mit Subsumtionsprinzip gewöhnt sind (Gruppe 1), in der Sortieraufgabe nicht-dimensional dekomponierbare Klassifikationen+ liefern (die aber in hierarchischen Ordnungen - Halbgitter bzw. ultrametrische Hierarchien - mit geringem Stress darstellbar sind).

Dagegen liefern Versuchspersonen ohne vorheriges Training mit hierarchischen Ordnungen (Kontrollgruppe) dimensional dekomponierbare Klassifikationen, die die oben beschriebene Struktur mit Gleich-Ähnlichkeits-Konturen besitzen (siehe Abb. 29).

+bzw. Klassifikationen, bei denen sich bei n Objekten der Stress auf die ersten n-1 Dimensionen nahezu gleichmäßig verteilt (ZIMMER, 1973).

Abb. 22 Zweidimensionale Darstellung der Objekte entsprechend den Klassifikationen in der Kontrollgruppe



1 Tanne	8 Boxer	15 Eiche	22 Kiefer
2 Buche	9 Dackel	16 Pflanze	23 Krokus
3 Hund	10 Pudel	17 Linde	24 Nelke
4 Spitz	11 Aal	18 Bernhardiner	25 Fichte
5 Hering	12 Tulpe	19 Blume	26 Fisch
6 Hecht	13 Lebewesen	20 Baum	27 Dogge
7 Rose	14 Tier	21 Hai	

Mit Ausnahme des Begriffs 'Tier', der fast durchgängig synonym mit 'Lebewesen' benutzt wird, zeigt schon diese zweidimensionale Projektion der Gleich-Ähnlichkeitssphären die konzentrische Anordnung um den allgemeinsten Begriff.

3.4.4. Darstellung der Ergebnisse der Sortierversuche

Die Sortierversuche hatten neben der Funktion, durch den Vergleich ihrer Ergebnisse mit denen der Erinnerungsversuche Organisierungseffekte bei der Verschlüsselung von solchen der Langzeitverarbeitung zu trennen, auch noch die Aufgabe zu überprüfen, ob und wie sich die Erinnerungsversuche mit den verschiedenen Vorlagen auf das Kategorienbilden im Sortierversuch auswirkt.

Wie schon in dem Exkurs (siehe S. 67) dargelegt und am Vergleich der Gruppe 1 mit der Kontrollgruppe gezeigt, ist bei den Gruppen, die durch die Struktur ihrer Lernlisten auf die Nutzung des Begriffsbaumes als Suchstrategie hin trainiert worden sind, mit einem flachen Stressabfall (siehe hierzu Anhang A S.24) über die Dimensionen hin zu rechnen und damit einer 'schlechten' geometrischen Darstellbarkeit der räumlichen Begriffsrepräsentanten in zwei Dimensionen. Zugleich sollten sich diese Objektrepräsentanten gut in eine hierarchische Ordnung einpassen lassen.
Zur Prüfung des Einflusses der Lernlisten werden zweidimensionale Darstellungen der Distanzen aus den Kategorisierungen für die Gruppen 1 - 5 sowie für die Kontrollgruppe gegeben, in die die hierarchischen Clusterungen eingezeichnet sind; zusätzlich wird der Stressverlauf über die ersten drei Dimensionen und werdem die Rangkorrelationen zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen angegeben.
Um eine bessere Übersichtlichkeit der Darstellungen zu erreichen, werden die Begriffe durch Ziffern symbolisiert (siehe Legende).

Legende der grafischen Darstellung der Distanzen

1 Tanne	8 Boxer	15 Eiche	22 Kiefer
2 Buche	9 Dackel	16 Pflanze	23 Krokus
3 Hund	10 Pudel	17 Linde	24 Nelke
4 Spitz	11 Aal	18 Bernhardiner	25 Fichte
5 Hering	12 Tulpe	19 Blume	26 Fisch
6 Hecht	13 Lebewesen	20 Baum	27 Dogge
7 Rose	14 Tier	21 Hai	

Gruppe 1

Abb. 23 Grafische Darstellung der Distanzen in zwei Dimensionen

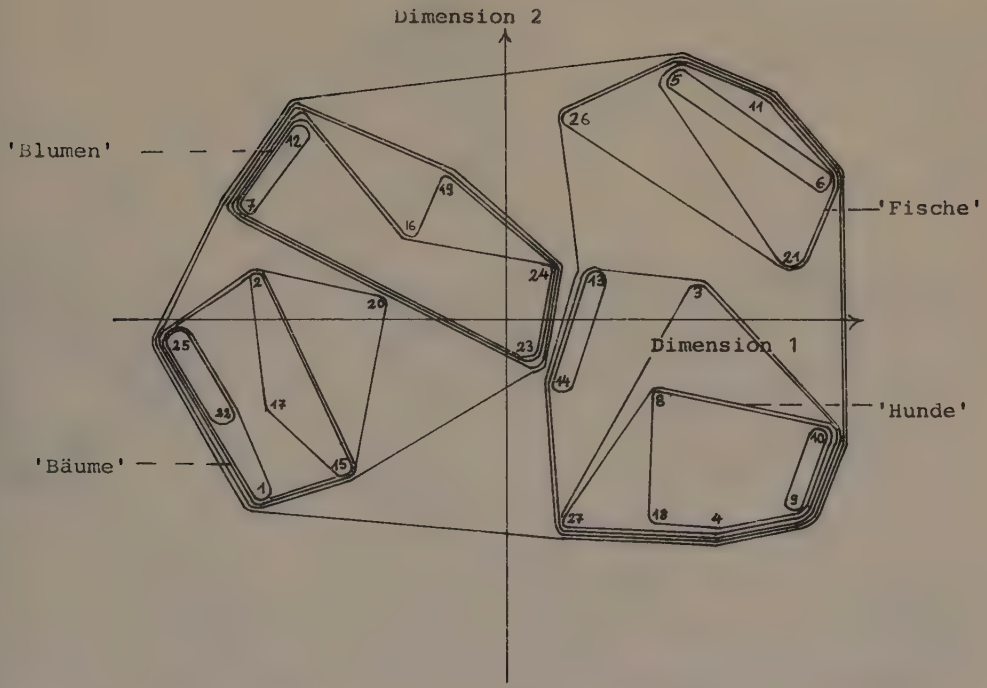


Tabelle 14 Stressverlauf über die ersten drei Dimensionen (in Prozent)

Dimensions-zahl	1 Dimension	2 Dimension	3 Dimension
Stress(%)	27.06	14.33	11.26

Spearman-Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen:

$R_1^r = 0.885$

Gruppe 2

Abb. 24 Grafische Darstellung der Distanzen in zwei Dimensionen

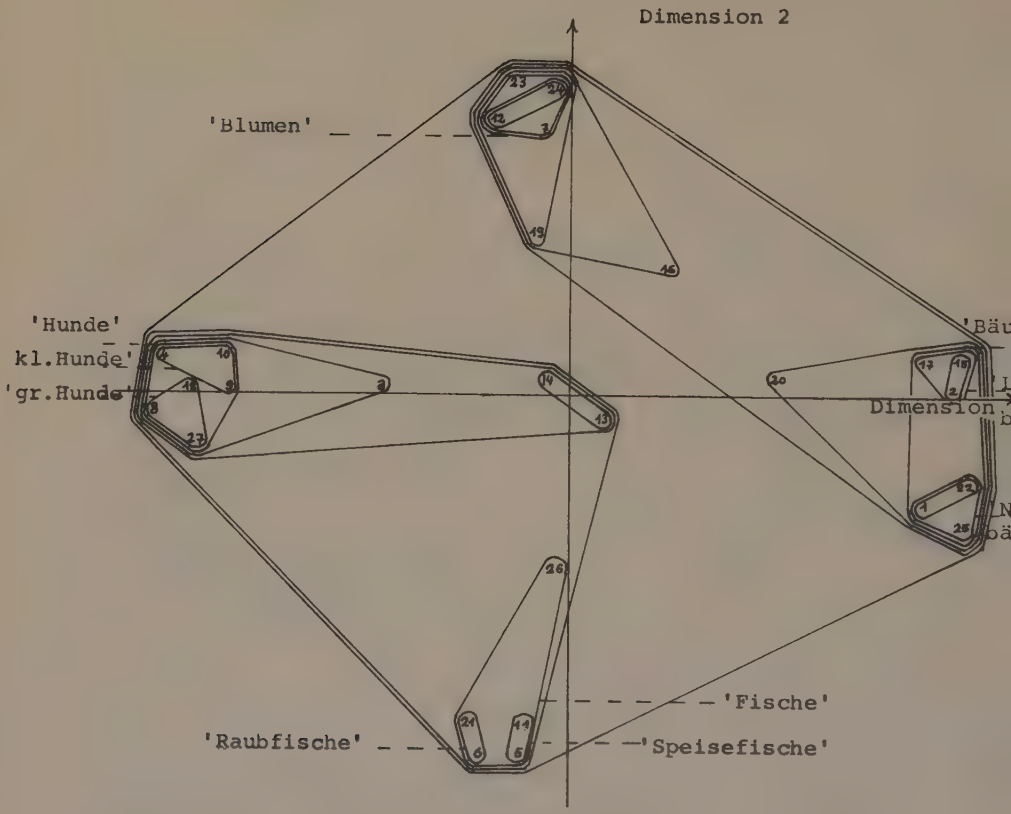


Tabelle 15 Stressverlauf in den ersten drei Dimensionen (in Prozent)

Dimensions-Zahl	1 Dimension	2 Dimension	3 Dimension
Stress (%)	30.21	2.91	1.94

Spearman-Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen:

$R_2^r = 0.703$

Gruppe 3

Abb. 25 Grafische Darstellung der Distanzen in zwei Dimensionen

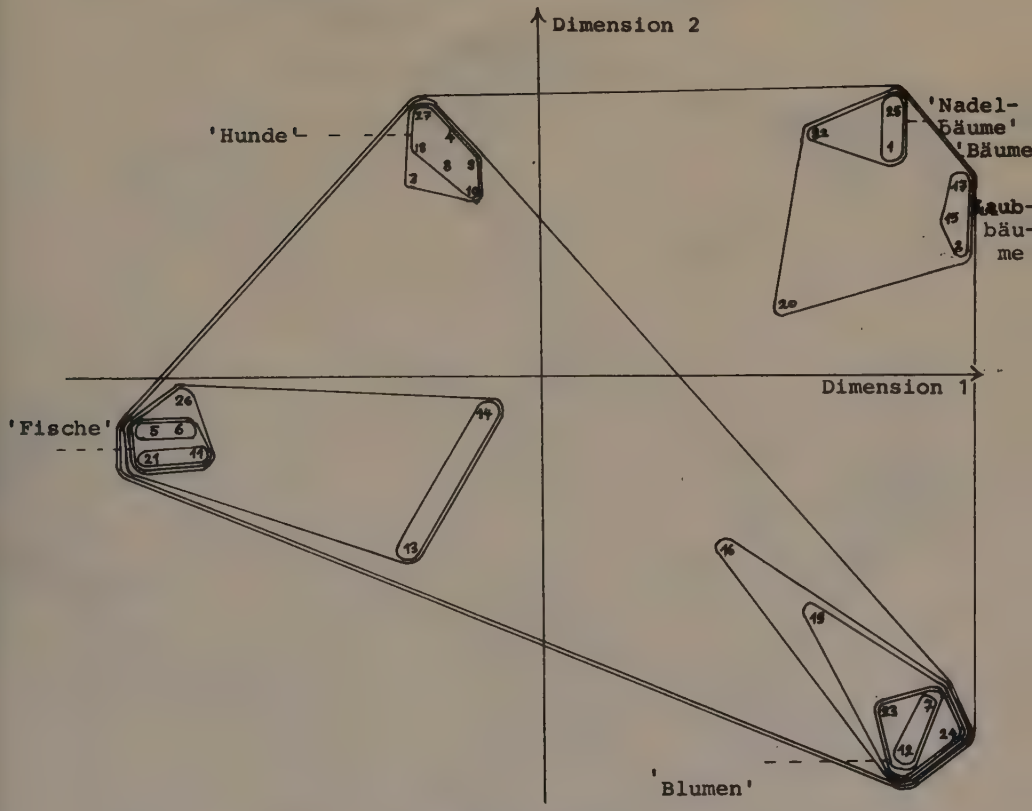


Tabelle 16 Stressverlauf über die ersten drei Dimensionen (in Prozent)

Dimensionszahl	1 Dimension	2 Dimension	3 Dimension
Stress(%)	29.70	7.83	0.58

Spearman-Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen:

$R_3^r = 0.784$

Gruppe 4

Abb. 26 Gräfische Darstellung der Distanzen in zwei Dimensionen

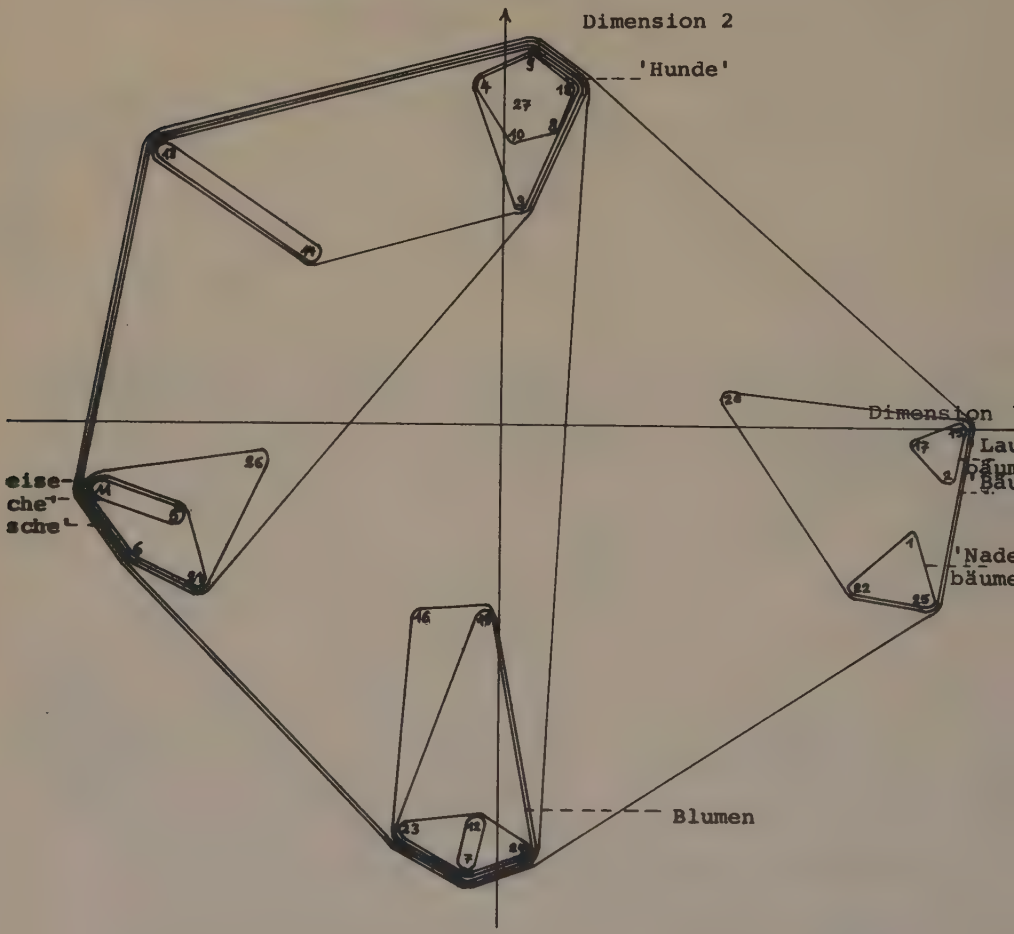


Tabelle 17 Stressverlauf über die ersten drei Dimensionen (in Prozent)

Dimensionszahl	1 Dimension	2 Dimension	3 Dimension
Stress(%)	31.23	3.07	1.87

Spearman-Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen:

$R_4^* = 0.756$

Gruppe 5

Abb. 27 Grafische Darstellung der Distanzen in zwei Dimensionen

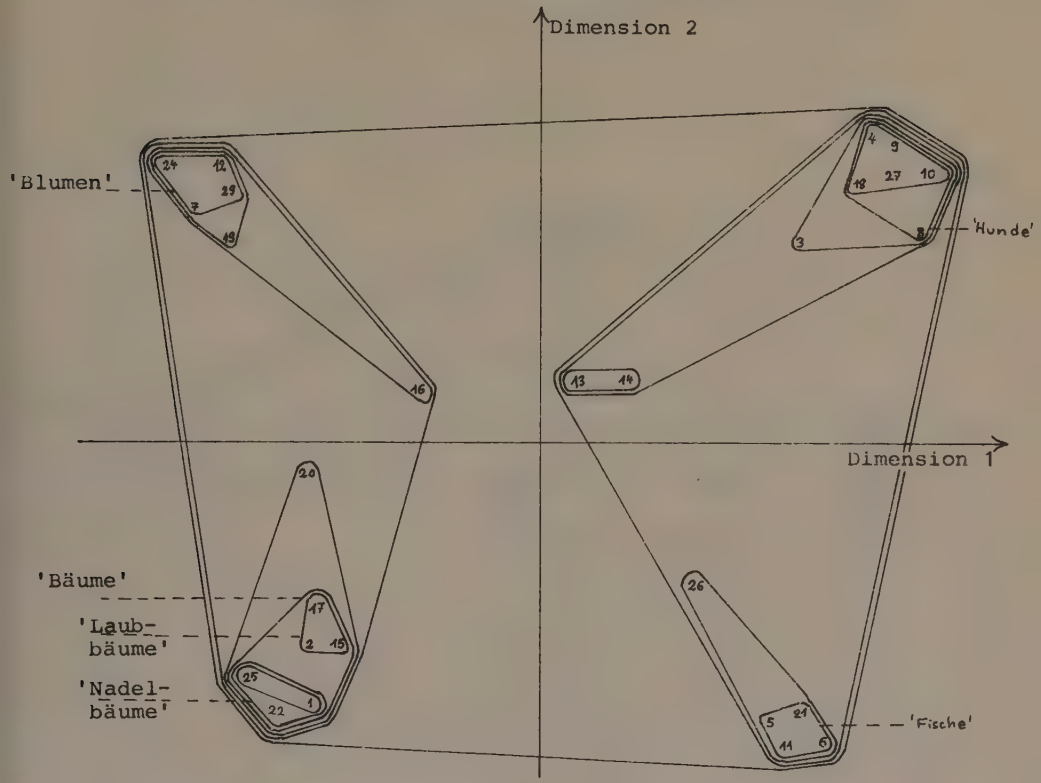


Tabelle 18 Stressverlauf über die ersten drei Dimensionen (in Prozent)

Dimensions-zahl	1 Dimension	2 Dimension	3 Dimension
Stress(%)	32.01	2.99	0.45

Spearman-Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen:

$R_5^r = 0.677$

Kontrollgruppe

Abb. 28 Grafische Darstellung der Distanzen in zwei Dimensionen

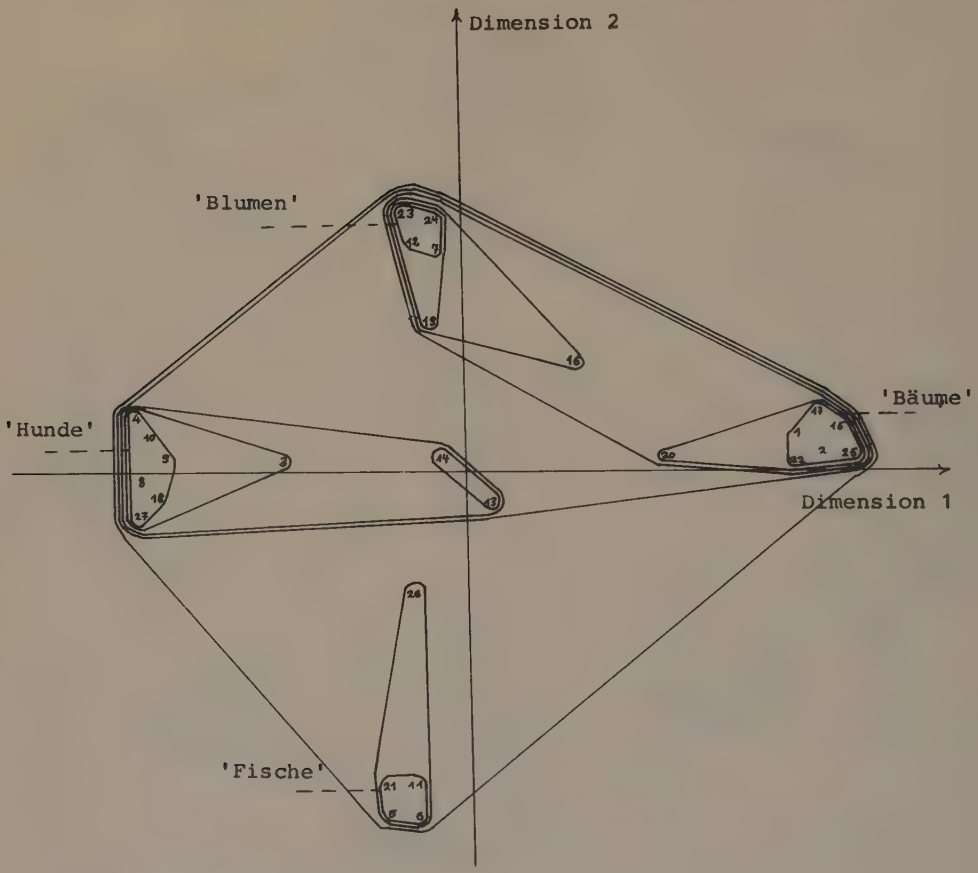


Tabelle 19 Stressverlauf über die ersten drei Dimensionen (in Prozent)

Dimensions-zahl	1 Dimension	2 Dimension	3 Dimension
Stress(%)	28.69	2.85	1.07

Spearman-Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdistanzen und den ultrametrischen Distanzen:

$R_k^r = 0.652$

Der Stressverlauf (Gruppe 1 unterscheidet sich signifikant ($p(\alpha) < 0.01$) von den übrigen Gruppen) differenziert in ähnlicher Weise zwischen den Gruppen wie die Rangkorrelation zwischen den Ausgangsdaten und den ultrametrischen Distanzen: bei starker Anwendung des Subsumtionsprinzips bei den Oberbegriffen ergibt sich ein flacher Stressverlauf auf hohem Niveau (Gruppe 1: 11.26 % Stress in der dreidimensionalen Analyse) und eine hohe Korrelation.

Die insgesamt hohen Korrelationen (durch die 'ties' bei den ultrametrischen Distanzen etwas gedrückt) sind plausibel, wenn man sich Tripel von Punkten in einem Cluster ansieht: sie bilden in etwa jeweils gleichschenklige Dreiecke mit Scheitelwinkeln von weniger als 60°, und dies entspricht der räumlichen Anordnung von ultrametrischen Distanzen (siehe Anhang A S.48).

3.4.5. Die Analyse von überlappenden Kategorien als Halbgitter

Wie gezeigt wurde (siehe S. 37), ist es möglich, jeden hierarchischen Begriffsbaum als Halbgitter mit vergleichbaren kleinsten oberen Grenzen darzustellen.
Diese Tatsache ermöglicht eine Untersuchung von überlappenden Kategorien, wie sie von 17 Versuchspersonen beim Sortierversuch gebildet worden sind; da diese Methode bisher m.W. noch nicht angewendet worden ist, soll sie hier etwas ausführlicher anhand eines Protokolls (Versuchsperson 73) dargestellt werden.
Protokoll von Vp Nr. 73
(1) Lebewesen, Pflanze, Tier
(2) Lebewesen, Pflanze, Blume, Baum
(3) Lebewesen, Tier, Hund, Fisch
(4) Hund, Spitz, Dackel, Pudel
(5) Hund, Bernhardiner, Dogge, Boxer
(6) Fisch, Aal, Hering, Hecht, Hai
(7) Blume, Rose, Tulpe, Nelke, Krokus
(8) Baum, Buche, Linde, Eiche
(9) Baum, Tanne, Fichte, Kiefer

1. Bestimmung eines maximalen Elements

Als maximales Element kann 'Lebewesen' bestimmt werden, da die Annahme einer Baumstruktur Vergleichbarkeit der oberen Grenzen jedes Elements impliziert.
Wenn also z.B. wie bei Versuchsperson Nr. 73 Tier und Pflanze (beide treten in drei Kategorien auf) als Oberbegriff für Lebewesen gewählt würde, führte das zu einem Widerspruch, da Tier und Pflanze untereinander nicht vergleichbar sind.
Weitere Konsistenzvergleiche zeigen, daß lediglich 'Lebewesen' als maximales Element für die Kategorienbildung der drei Versuchspersonen infrage kommt.

2. Umwandlung der Protokolle für individuelle überlappende Kategorien in Dominanzmatrizen

Nach der Bestimmung des maximalen Elements kann - absteigend

von diesem Element die Dominanzbeziehung zwischen je zwei Elementen bestimmt werden. In der Dominanzmatrix steht $d_{ij} = 1$ für die Dominanz von i über j (siehe Tabelle 20). Aufaddition der individuellen Dominanzmatrizen ergibt die Gesamtdominanzmatrix

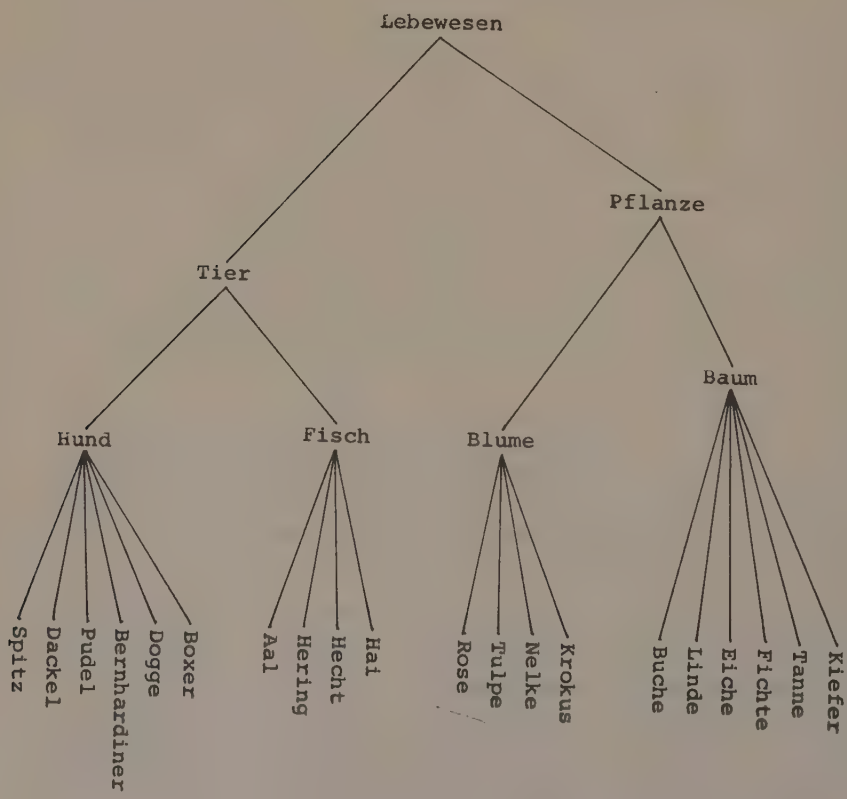
Tabelle 20 Dominanzmatrix für das Protokoll von Vp Nr. 73

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
1 Lebewesen		1	1	1	1	1	1																				
2 Tier				1	1																						
3 Pflanze						1	1																				
4 Hund								1	1	1	1	1	1														
5 Fisch																								1	1	1	1
6 Blume														1	1	1	1										
7 Baum																		1	1	1	1	1	1				
8 Spitz																											
9 Dackel																											
10 Pudel																											
11 Bernhardiner																											
12 Dogge																											
13 Boxer																											
14 Rose																											
15 Tulpe																											
16 Nelke																											
17 Krokus																											
18 Buche																											
19 Linde																											
20 Eiche																											
21 Fichte																											
22 Tanne																											
23 Kiefer																											
24 Aal																											
25 Hering																											
26 Hecht																											
27 Hai																											

3. Prüfung der Dominanzmatrix auf Transitivität

Die Prüfung der Gesamtdominanzmatrix auf den Grad der Nilpotenz ergibt für $D^k = 0$ ein minimales k von 4; dies bedeutet, daß 4 hierarchische Ebenen in der vorliegenden Baumstruktur unterschieden werden können.
Die resultierende Hierarchie entspricht der den Begriffen zugrundeliegenden normativen Hierarchie (siehe Abb. 26).

Abb. 26



4. Zusammenfassung

Der Vergleich von freiem Erinnern und von Wiedererkennen (KINTSCH/MORRIS, 1965) zeigt, daß es sich beim freien Erinnern um einen Zwei-Stufen-Prozeß handelt; in der ersten Stufe werden die infragekommenden Gedächtnisinhalte mithilfe einer Suchstrategie generiert und in der zweiten Stufe wird die richtige Antwort durch Wiedererkennen bestimmt. Je effektiver nun eine Suchstrategie angelegt ist, umso mehr entsprechen die Leistungen beim Erinnern denen, die man beim Wiedererkennen erhält.
Die Effektivität von Suchstrategien wird in dieser Arbeit untersucht. Durch die Darbietung des Lernmaterials (27 alltagssprachliche Begriffe aus der Biologie) werden den einzelnen Versuchspersonen verschiedene konkurrierende Strategien nahegelegt:
(1) hierarchisch mit und ohne Benennung der Kategorien,
(2) dimensional.
Das Lernmaterial ist in den fünf Versuchspersonengruppen (jeweils 22 Vpn) jeweils 6 mal in Erinnerungsprotokollen über einen Zeitraum von 14 Tagen hinweg überprüft worden.

Es zeigt sich generell, daß Versuchspersonen, die mit einer seriellen oder dimensionalen Suchstrategie beginnen, mit zunehmendem Abstand zur Lernphase zu einer hierarchischen Suchstrategie tendieren. Diese Tendenz wird durch das Vorhandensein der Kategoriennamen in der Lernliste verstärkt.

Einen halben Monat nach der Lernphase wurde den Versuchspersonen sowie einer Kontrollgruppe (22 Vpn) das Lernmaterial zu einem Ähnlichkeitsklassifikationsversuch ("free card sorting") vorgegeben. Der Vergleich der hierarchischen Struktur der Erinnerungsprotokolle und der Ähnlichkeitsklassifikationen zeigt, daß die hierarchische Strukturierung der Lernliste im Groben schon vor der Lernphase den Versuchspersonen zur Verfügung stand, daß aber die in den Erinnerungsprotokollen auftretende konsistente Feinstruktur sich erst während oder zwischen den Wiederholungen herausbildete.

Die Anwendung der Gittertheorie auf hierarchische Begriffsbäume wird demonstriert und zur Auswertung überlappender Kategorienbildungen herangezogen.
Teile des vorliegenden Materials werden auf mehrstellige Ähnlichkeitsrelationen hin untersucht, und die Anwendbarkeit dieses Verfahrens wird diskutiert.

5. Literaturverzeichnis

ARISTOTELES (1960) περι μνημης και ἀναμνησεως
in: Aristotelis opera, ex recensione J.BEKKERI - tomus primus - Berlin: De Gruyter

AUGUSTINUS (1955) Confessiones
München: Kösel

BARTLETT,F.C. (1932) Remembering: a Study in Experimental and Social Psychology
Cambridge: University Press

BEALS,R./KRANTZ,D./TVERSKY,A. (1968) Foundations of multidimensional scaling
Ps. Rev., 75, 127 - 143

BIRKHOFF,G. (1967) Lattice Theory (rev. ed.)
Providenc: American Math. Society

BOL'SHUNOV,Y.V./SOLOV'EV,V.M. (1968) The relationship between memory for words and frequency of their usage in a word association experiment
Voprosy Psikhologii, 14, 71 - 76

BOORMAN,S.A./ARABIE,Ph. (1972) Structural measures and the method of sorting
in: SHEPARD,R.N./ROMNEY,A.K./NERLOVE SARA,B. (eds.) Multidimensional scaling
Vol. I. Theory S. 225 - 249

BOORMAN,S.A./OLIVIER,D.G. (1926) Metrics on spaces of finite trees
J. Math. Ps., 10, 26 - 59

BOUSFIELD,W.A. (1953) The occurance of clustering in the recall of randomly arranged associates
J. general Ps., 49, 229 - 240

BOWER,G.M. (1970) Organizational factors in memory
Cogn. Ps., 1, 18 - 46

BOWER,G.M. (1972) A selective review of organizational factors in memory
in: TULVING/DONALDSON, 1972, S. 93 - 145

BRAVERMAN,E.M. (1966) On generalized distances
Automation and Control, 27, S.1748

BROADBENT,D.E. (1958) Perception and Communication
Oxford: Pergamon Press

CARNAP,R. (1928) Der logische Aufbau der Welt
unveränderter Nachdruck der Ausgabe
Wien, 1928
Hamburg: Meiner, 1961

CARROL,J.B./ (1972) Subjective Estimates of consonant
LAMENDELLA,J.T. phoneme frequencies
ETS - Research Bulletin, 72-11

COFER,C.N. (1966) On some factors in the organizational characteristics of free recall
Amer. Psychologist, 20, 261 - 272

COLLE,H.A. (1972) The reification of clustering
J. Verb. L. Verb. Beh., 11, 624 - 633

DALLETT,K.M. (1964) Number of categories and category information in free recall
J. Exp. Ps., 68, 1 - 12

DESCARTES,R. (1701) Regulae ad directionem ingenii
Amsterdam: Blaev

DIRLAM,D.K. (1972) Most efficient chunk sizes
Cogn. Ps., 3, 355 - 359

EBBINGHAUS,H. (1885) Über das Gedächtnis
Leipzig: Duncker/Humblot

EBENHOLZ,S.M. (1972) Serial learning and dimensional organization
in: BOWER,G. (ed.) The psychology of Learning and Motivation, 5, S. 267 - 314
New York: Academic Press

FILLENBAUM,S./ (1971) Structures in the subjective Lexicon
RAPOPORT,A. New York: Academic Press

FREUND,J.S./ (1970) Restricted associates as cues in free recall
J. Exp. Ps., 9, 136 - 141

FRIEDELL,M.F. (1967) Organizations as semilattices
Am. Soc. Rev., 32, 46 - 54

FRIENDLY,M.L. (1972) Proximity Analysis and the Structure of organization in Free Recall
ETS-Research Bulletin, 72-3

GUTJAHR,W. (1959) Zur Psychologie des sprachlichen Gedächtnisses: II. Über Aktualisierungsdynamik
Z. Psychol., 163, 1 - 108

JOHNSON,C.S. (1967) Hierarchical Clustering Schemes
Psychometrika, 32, 241 - 245

KINTSCH,W. (1970) Learning, Memory, and Conceptual Processes
New York: J.Wiley

KINTSCH,W./MORRIS,C.J. (1965) Application of a Markov-model to free recall and recognition
J. Exp. Ps., 69, 200 - 206

KÖHLER,W. (1940) Dynamics in Psychology
New York: Liveright

KÖHLER,W. (1941) On the nature of associations
Proc. Am. Philos. Soc., 84, 489 - 502

LANDAUER,T.K./MEYER,D.E. (1972) Category size and semantic memory retrieval
J. Verb. L. Verb. Beh., 11, 539 - 549

LI,YU-KU (1973) Evaluating information storage and retrieval system - a decision theory appraoch
Inform. Stor. Retr., 9, 281 - 291

LIENERT,G.A. (1972) Anwendung der Konfigurationsfrequenzanalyse
Vortrag, Kongreß der Dt. Ges. f. Psychol., Saarbrücken

LINGENBERG,R. (1970) Lineare Algebra
Mannheim: Bibliographisches Institut

LORD,F.M./NOVICK, (1968) Statistical Theories of Mental Test Scores
Reading: Addison-Wesley

Mc NULTY,F.A./ISNOR,C.J. (1968) Affective connotation of words as a function in free recall
Brit. J. Ps., 58, 51 - 56

MANDLER,G. (1967a) Organization and Memory
in: SPENCE,K.W./SPENCE,J.T.(eds.) The Psychology of Learning and Motivation I
New York: Academic Press

MANDLER,G. (1967b) Verbal Learning
New Directions in Psychology III
New York: Holt,Rinehart,Winston

MEILI,R. (1926) Experimentelle Untersuchungen über das Ordnen von Gegenständen
Ps. Fo., 7, 155 - 193

METZGER,W. (1963) Psychologie
Darmstadt: D.Steinkoph (3.Auflage)

MICKO,H.C. (1962) Die Bestimmung subjektiver Ähnlichkeiten mit dem semantischen Differential
Z. exp. ang. Psychol., 9, 242 - 280

MICKO,H.C. (1970) A 'halo'model for multidimensional scaling
Psychometrika, 35, 199 - 228

MILLER,G.A. (1956) The magical number seven - plus or minus two
Ps. Rev., 63, 81 - 97

MILLER,G.A. (1968) Algebraic models in psycholinguistics
in: VLEK,C. (ed.) Algebraic Models in Psychology, S. 161 - 223
Leyden: NUFFIC

MILLER,G.A. (1969) A psychological method to investigate verbal concepts
J. Math. Ps., 6, 169 - 191

MÜLLER,G.E. (1913) Zur Analyse der Gedächtnistätigkeit und des Vorstellungsverlaufes
Z. Psychol. Erg.bd, 2,

MÜLLER,G.E. PILZECKER,A. Experimentelle Beiträge zur Lehre vom Gedächtnis
Z. Psychol. 1900 Erg. Bd I

OLDFIELD,R.C. (1954) Memory mechanisms and the theory of schemata
Brit. J. Psychol., 45, 14 - 23

RAPOPORT,A./ FILLENBAUM,S. (1972) An experimental study of semantic structures
in: ROMNEY,A.K./SHEPARD,R.N./NERLOVE, S.B. (eds.) Multidimensional Scaling Volume II Applications, S. 96 - 133
New York: Academic Press

RESTLE,F. (1959) A metric and an ordering of sets
Psychometrika, 24, 207 - 220

SCHMALE,H./ SCHMIDTKE,H. (1966) Berufseignungstest (BET)
Bern: Huber

SHIPSTONE,E.I. (1960) Some variables affecting pattern conception
Ps. Monographs, 74, 1 - 40

SHUELL,T.J. (1969) Clustering and organization in free recall
Psychol. Bull., 72, 353 - 374

SIMON,H.A. (1970) How big is a chunk?
Invited address at the meeting of the Eastern Psychol. Ass., 4 -4-1970

SOKAL,R.R. / SNEATH,P.H.A. (1963) Principles of Numerical Taxonomy
San Francisco: Freeman

STEINBUCH,K. (1959) Das ebene Potentialfeld als Mittel zur Zeichenerkennung
Nachrichtentechnische Fachberichte Beiheft 14
Braunschweig: Vieweg

SUSSENGUTH,E.H. (1963) Use of tree structures for processing files
Comm. Ass. Comp. Mach., 6, 272 - 279

SWED,F.S./ EISENHART,C. (1943) Tables for testing randomness of grouping in a sequence of alternatives
Ann. Math. Stat., 14, 66 - 87

SZASZ,G. (1963) Introduction to Lattice Theory
New York: Academic Press

TULVING,E. (1964) Subjective organization in free recall of 'unrelated words'
Ps. Rev., 71, 219 - 237

TULVING,E. (1972) Episodic and semantic memory
in: TULVING/DONALDSON, 1972, S. 382 - 403

TULVING,E./ DONALDSON,W.(eds.) (1972) Organization of Memory
New York: Academic Press

TULVING,E./ OSLER,S. (1968) Effectiveness of retrieval cues in memory for words
J. Exp. Ps., 77, 593 - 601

TVERSKY,A./ KRANTZ,D. (1970) The dimensional representation and the metric structure of similarity data
J. Math. Ps., 7, 572 - 596

WATANABE,S. (1969) Knowing and Guessing
New York: J.Wiley

WATANABE,S. (1971) A unified view of clustering algorithms
Vortrag IFIP - Congress
Amsterdam

WATANABE,S. (1972) Pattern recognition and inductive reasoning
in: Process Models for Psychology
(Hg.: G.J.DAALENOORT)S. 145 - 185

WENDER,K. (1971) Analysis of dimensional decomposability
Vortrag 2nd Meeting of the European Mathematical Psychology Group
Nijmegen, 29. - 31.10.1971

WICKELGREN,W.A. (1964) Effects of different terminal sounds on short-term memory for initial consonant sounds
Nature, 203, 1199 - 1200

WULF,E. (1922) Über die Veränderung von Vorstellungen (Gestalt und Gedächtnis)
Ps. Fo., 1, 333 - 373

YATES,F.A. (1966) The Art of Memory
Chicago: University of Chicago Press

ZIEGLER,R. (1972) Theorie und Modell
München: Oldenbourg

ZIMMER,A. (1973) Clusterbildungen bei vertrautem und unvertrautem Material
Unveröff.Manuskript, Tübingen

Nachtrag:

MATTSON, R.L./ GECSEI, J./ D.R.SLOTZ/ TRAIGER, I.L. (1970) Evaluation techniques for storage hierarchies
IBM-Systems J. 9, 78 - 117

Anhang A: Darstellung der herangezogen mathematischen Modelle in geschlossenem Zusammenhang.

Aufgabe des hier vorliegenden Anhangs ist es nicht nur, die im Hauptteil angesprochenen Verfahren wiederzugeben oder dort verwendete Fachbegriffe zu erklären, sondern vorallem durch den Überblick über mathematische Modelle für die kognitive Repräsentation der erlebten Welt[+] zu zeigen, wie im Rahmen der sogenannten Mathematischen Psychologie versucht wird, das einzulösen, was D.HILBERT 1917 formuliert hat: "Ich glaube: Alles, was Gegenstand des wissenschaftlichen Denkens überhaupt sein kann, verfällt, sobald es zur Bildung einer Theorie reif ist, der axiomatischen Methode und damit mittelbar der Mathematik".(S.415). Ein vollständiger Überblick würde den Rahmen dieses Anhangs sprengen; es wird daher versucht, paradigmatisch verschiedene Ansätze darzustellen und darauf zu prüfen, inwieweit sie in sich konsistent sind und mit empirischen Ergebnissen übereinstimmen. Um eine geschlossene Darstellung zu erreichen, werden zum einen auch Modelle erörtert, die heute nur noch historische Bedeutung haben, und zum anderen auch neuere Entwicklungen, die in den im Hauptteil referierten Untersuchungen nicht angewendet worden sind.

[+]Aus diesem Grunde werden reine Datenreduktionsverfahren, wie z.B. TRYONs Clustermethoden (siehe TRYON/BAILEY, 1970), die verschiedenen Verfahren der Faktorenanalyse, die Faktorenanalyse der Zeilenkorrelationen von Ähnlichkeits- bzw. Distanzmatrizen (COLES/STONE, 1972) und die Methoden der linearen Kontraste zur Bestimmung von Clustern (McQUITTY, 1967, 1971; McQUITTY/CLARK, 1968; McQUITTY et al.,1970; SHAFTO, 1972) nicht dargestellt.

0. Einleitung

Ausgehend von Überlegungen bei EKMAN/SJÖBERG (1965) und bei EKMAN (1963) lassen sich Skalierungsmethoden, insbesondere die der mehrdimensionalen Skalierung in dem folgenden Schema ordnen:

Tabelle 1 Schematische Anordnung unterschiedlicher mehrdimensionaler Skalierungsverfahren

	Distanzmodelle	Inhaltsmodelle
direkte Skalierung	z.B. TORGERSON (1958,p.293 f.) HELM (1959) Verhältnisschätzungen von Distanzen	z.B. EKMAN (1963) direkte mehrdimensionale Verhältnisschätzung von Objektinhalten
indirekte Skalierung	TORGERSON (1958) Paarvergleich von Paaren bzw. Triadenvergleich ROSKAM (1967)	EKMAN (1954)Methode der Ähnlichkeitsanalyse (Ähnlichkeitsurteile als Skalarprodukte interpretiert)

Während die Diskussion um die Implikationen der direkten und indirekten Skalierung bzw. ihre Zusammenhänge in den Auseinandersetzungen um die 'neue Psychophysik' (STEVENS, z.B. 1960) schon eine Reihe von Fortschritten gemacht hat, ist die Diskussion um Inhalts- bzw. Distanzmodelle bisher fast ausschließlich auf die Darlegung der unterschiedlichen Standpunkte beschränkt geblieben (siehe z.B. EKMAN/SJÖBERG, 1965; ZINNES, 1969).

Die Ursache dafür liegt m.E. darin, daß es in beiden Modellen (bzw. Modellfamilien) zu räumlichen Anordnungen von Objekten kommt, wobei die Inhaltsmodelle zu jeweils höheren Dimensionszahlen führen. Bei Anwendung des Sparsamkeitsprinzips erscheinen die Inhaltsmodelle daher von vornherein weniger attraktiv, zumal sie aufgrund des z.B. von EKMAN (1963) vorgeschlagenen Algorithmus nicht unbedingt zu psychologisch besser interpretierbaren Dimensionen führen. Durch Neufassungen des Modells (MICKO, 1970; OLDENBÜRGER, 1970) wird versucht, unter Beibehaltung der Vorteile des Modells die im Algorithmus liegenden Inkonsistenzen zu vermeiden.

Das Ziel des folgenden Kapitels besteht darin, die Bedeutung unterschiedlicher Dateninterpretationen bei gleichen Versuchsbedingungen und damit die Notwendigkeit einer Datentheorie zu zeigen, und zum andern aufzuweisen, wie durch die Modifikationen der EKMANschen Dateninterpretation das Dilemma zwischen Distanz- und Inhaltsmodellen aufgehoben wird.

1. Datentheoretische Interpretationen von mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen

Neben die indirekten Methoden der mehrdimensionalen Skalierung (Paarvergleich von Paaren, kategoriale Beurteilung von Distanzen, (siehe TORGERSON, 1958) stellte EKMAN (1963) eine direkte Methode der mehrdimensionalen Verhältnisschätzung, in der von den Versuchspersonen angegeben wird, wieviel ein Objekt I von einem Objekt J hat und vice versa. Die von den Versuchspersonen gemachten Prozentangaben sind die Grundlage der Dekomposition in Dimensionen und damit die Erstellung eines Ordnungsraumes für die beurteilten Objekte.
Je nachdem, welche Interpretation der Daten gewählt wird, ergeben sich unterschiedliche Modelle für die Errichtung von Ordnungsräumen; im Folgenden werden das Vektorenmodell von EKMAN (1963), das Halo-Modell von MICKO (1970) und das Mengenmaß-Modell von KALLINA (1969) und OLDENBÜRGER (1970) einander gegenübergestellt.

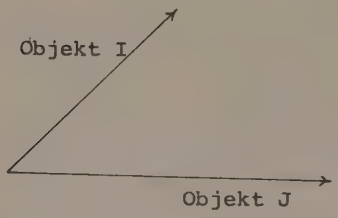
1.1. EKMANs Vektorenmodell der mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen

EKMAN (1963) verallgemeinerte die Methoden der 'neuen Psychophysik' (STEVENS, 1957, 1960; EKMAN, 1956) auf den mehrdimensionalen Fall in der Absicht, die Probleme der auf THURSTONE (1927) basierenden Methoden der mehrdimensionalen Skalierung (TORGERSON, 1958) zu vermeiden. Ausgehend von STEVENS' Ansatz verwirft er den ebenmerklichen Unterschied von Distanzen als Maßeinheit in der mehrdimensionalen Skalierung ebenso wie den ebenmerklichen Unterschied zwischen verschiedenen Eigenschaftsausprägungen als Maßeinheit im eindimensionalen Fall und entwickelt stattdessen ein Modell der direkten mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen, das in eine experimentelle Anordnung übersetzt wird, in der die Versuchspersonen zu allen Paaren von

Objekten die Frage vorgelegt bekommt: "Wieviel Prozent hat Objekt I von Objekt J?".
EKMAN bezeichnet seine Methode als direkt, da 'die grundlegenden Eigenschaften einer Verhältnisskala in den Versuchsanweisungen impliziert sind und die Skala ohne zusätzliche Annahmen erstellt wird außer der Annahme daß die Versuchsperson das tut, wozu sie aufgefordert wurde' (1963, S. 33).

In Weiterführung des Modells der eindimensionalen direkten Verhältnisschätzung werden in EKMANs Modell die Objekte durch Vektoren repräsentiert, wobei die Richtung jeweils durch die Eigenschaftenkombinationen des Objekts und die Länge durch den Ausprägungsgrad dieser Eigenschaften bestimmt wird (siehe Abbildung 1).

Abb. 1 Vektorielle Darstellung von Objekten (I und J)



Die Antwort einer Versuchsperson: "Objekt I besitzt q % von Objekt J" wird folgendermaßen interpretiert: Die Angabe q % ist gleich dem Verhältnis der Länge der senkrechten Projektion des Vektors I auf den Vektor J zur Länge des Vektors J.
Von dieser Interpretation der Daten kann EKMAN die Gleichungen seines ursprünglichen Modells (1963) ableiten. Dabei wird die folgende Notation verwendet: Die Objekte $1,\ldots,I,\ldots,J,\ldots,N$ werden durch Vektoren $1,\ldots,I,\ldots,J,\ldots,N$ mit den Längen $h_1,\ldots,h_I,\ldots,h_J,\ldots,h_N$ repräsentiert.

p_{IJ} ist die Länge der Projektion des Vektors I auf den Vektor J.

q_{IJ} ist das Verhältnis p_{IJ}/h_J; φ_{IJ} ist der Winkel zwischen den Vektoren I und J.

Da (1) $p_{IJ} = h_I \cos \varphi_{IJ}$ und $p_{JI} = h_J \cos \varphi_{IJ}$,

ergibt sich für die Daten (q_{IJ} bzw. q_{JI})

(2) $q_{IJ} = h_I/h_J \cos \varphi_{IJ}$ $\qquad q_{JI} = h_J/h_I \cos \varphi_{IJ}$.

Um die Datenmatrix mithilfe der Faktorenanalyse zu dekomponieren, ist die Bestimmung der Skalarprodukte r_{IJ} zwischen den Vektoren notwendig. Wie leicht zu sehen ist, ergibt sich $r_{IJ} = h_I h_J \cos_{IJ}$ aus den vorliegenden Daten folgendermaßen:

Aus Gleichung (2) ergibt sich

(3) $r_{IJ} = h_J^2 q_{IJ}$ bzw. $r_{IJ} = h_I^2 q_{JI}$.

In diesen Gleichungen sind lediglich die h_I bzw. h_J unbekannt; diese lassen sich folgendermaßen bestimmen:

In der Datenmatrix werden die korrespondierenden Eintragungen gegenseitig dividiert, da

$$(4)\quad q_{IJ}/q_{JI} = \frac{h_I/h_J \cos \varphi_{IJ}}{h_J/h_I \cos \varphi_{IJ}} = \frac{h_I^2}{h_J^2}$$

Als Summe der Zeile I ergibt sich

$$(5)\quad \sum_{J=1}^{J=N} h_I^2/h_J^2 = h_I^2 \sum_{J=1}^{J=N} 1/h_J^2 .$$

Da $\sum_{J=1}^{J=N} 1/h_J^2$ für alle Zeilen den gleichen Wert ergibt, kann es als willkürliche Maßeinheit genommen, also gleich 1 gesetzt werden. Nachdem die Längen der Vektoren I bestimmt sind, läßt sich die Matrix R der Skalarprodukte faktorenanalysieren. Da unterschiedlich lange Vektoren - und zwar in ihrer ursprünglichen Länge mal einem konstanten Faktor - in diese Faktorenanalyse eingehen, handelt es sich hierbei um einen analogen Fall der Rohwerte-Faktorenanalyse, in der sowohl quantitativ wie auch qualitativ analysiert wird und nicht ausschließlich qualitativ, wie EKMAN (1963) annimmt.

Das Modell kann vereinfacht werden, wenn angenommen werden darf, daß die Objekte I,J durch Vektoren I,J gleicher Länge repräsentiert werden; damit wird impliziert, daß alle Objekte gleich reichhaltig sind. In diesem Fall sind, falls die Versuchspersonen konsistent gemäß EKMANs Annahmen urteilen, die Angaben q_{IJ} und q_{JI} gleich bis auf Fehler (das Vorgehen EKMANs impliziert die Annahme multiplikativer Fehler, doch ist das Verfahren auch bei der Annahme additiver Fehler anwendbar) und stimmen mit dem Cosinus des Winkels φ_{IJ} überein, da alle Vektoren auf 1 oder 100 normiert sind. Gleichung (3) vereinfacht sich dann zu

(6) $r_{IJ} = \cos \varphi_{IJ} = \mathcal{E}(q_{IJ};q_{JI})$.

Je nach der Art der angenommenen Fehler ergeben sich, falls man symmetrische Fehlerverteilungen unterstellt, was bei Prozentangaben problematisch erscheint, für

$$\mathcal{E}(q_{IJ};q_{JI}) = \frac{q_{IJ} + q_{JI}}{2}$$ bei additivem Fehler bzw.

$$\mathcal{E}(q_{IJ};q_{JI}) = \sqrt{q_{IJ} \cdot q_{JI}}$$ bei multiplikativem Fehler.

Während ein mehrdimensionales Skalierungsmodell, das auf Gleichung (6) basiert, in sich konsistent ist - allerdings auf Kosten sehr restringierender Annahmen, die innerhalb des Modells nicht überprüfbar sind - trifft das auf EKMANs in Gleichung (3) formulierte Modell nicht zu, wenn die Vpn sich auf Verhältnisschätzungen bis maximal 100 % beschränken.

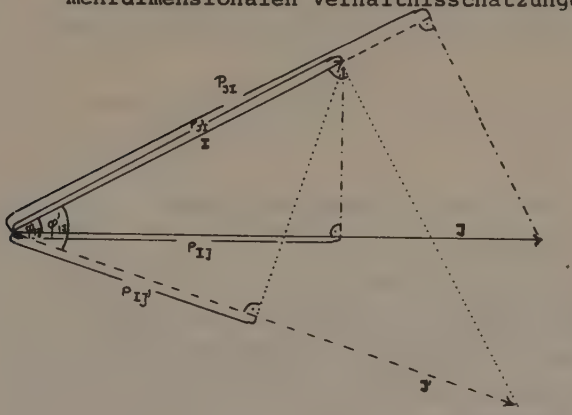
Diese theoretisch mögliche Inkonsistenz ist empirisch leicht nachzuweisen: Zwei Objekte, die qualitativ ähnlich sind (damit ist in der vektoriellen Darstellung der Winkel zwischen den repräsentierenden Vektoren klein) und die sich gleichzeitig hinsichtlich ihrer Reichhaltigkeit stark unterscheiden (damit sind die Längen der Vektoren unterschiedlich groß), rufen bei den beurteilenden Vpn folgendes Problem hervor, wie sich aus Befragungen[+] ergeben hat: Wenn das Objekt mit geringerer Reichhaltigkeit geschätztermaßen etwa 60 % des Objektes größerer

---

[+] im Rahmen des DFG-Projekts 'Skalierung' (1971-72) unter der Leitung von H. KALLINA, wurden mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen von Politikern durchgeführt; dabei gaben nahezu alle Versuchspersonen an, diese Schwierigkeit bei sich beobachtet zu haben und zwar meist bei den Paaren WEHNER/WIENAND und STRAUSS/von THADDEN.

Reichhaltigkeit besitzt, erscheint es unplausibel, beim entgegengesetzten Vergleich mehr als 100 % zu sagen, da - nach Ansicht der Vpn - kein Objekt I von einem Objekt J mehr haben kann, als dieses selbst besitzt.
In vektorieller Darstellung können dieser Tatbestand und die sich daraus ergebenden Konsequenzen leicht veranschaulicht werden (siehe Abbildung 2).

Abb. 2 Vektorielle Darstellung des Beurteilungsdilemmas bei mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen+



Wenn die Annahme der senkrechten Projektionen beibehalten werden soll, ergibt sich beim Vergleich ähnlicher Objekte mit unterschiedlicher Reichhaltigkeit entweder eine Vergrößerung des Winkels zwischen den Vektoren (damit werden die Objekte weniger ähnlich) oder eine Verlängerung des kürzeren oder Verkürzung des längeren Vektors (damit werden die Reichhaltigkeiten der Objekte einander angeglichen).++ Aus dem zweiten Punkt wird deutlich, daß der Nachweis ungefähr gleicher Vektorenlängen ein Artefakt sein kann. Es ist möglich, die Inkonsistenzen dadurch zu vermeiden, daß folgende Versuchsanweisung gegeben wird: "Geben Sie an, wieviel % Objekt I von der (den) charakteristischen Eigenschaft(en) des Objekt J hat". Die Konsequenz daraus wäre, daß die Objekte nicht in einem allgemeinen subjektiven Ähnlichkeits-Raum dargestellt werden, sondern in einem subjektiven Raum der sie charakterisierenden Eigenschaften.

+ am Beispiel der Daten für STRAUSS (J) und von THADDEN (I)

++ bei dieser Konfiguration sind für I und J bei einem Winkel $\varphi_{IJ} = 30^{\circ}$ die Urteile 61 % und 117 % korrekt; bei Einschränkung des Urteilsbereichs auf 0 - 100 % vergrößert sich der Winkel auf 46°.

(Die Ergebnisse, die EKMAN (1963) über Farbskalierungen referiert, weisen darauf hin, daß dies tatsächlich in diesem Gegenstandsbereich von den Vpn getan wird. Die Modell-Interpretation von EKMAN/SJÖBERG (1965) geht in die gleiche Richtung).

Zusammenfassend läßt sich sagen,

daß 1) in EKMANs Modell der mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen Inkonsistenzen möglich sind,

daß 2) diese Inkonsistenzen möglicherweise die Ursache der hohen Dimensionszahlen und der Befunde annähernd gleicher Vektorenlängen sind,

daß 3) damit die vektorielle Dateninterpretation zumindest fragwürdig erscheint.

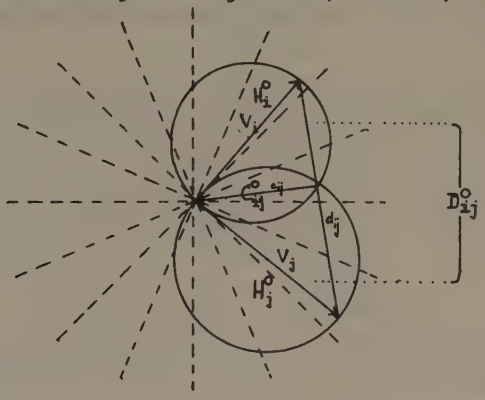
1.2. Das Halo-Modell der direkten mehrdimensionalen Verhältnisschätzung (MICKO, 1970)

Ausgehend von EKMANs Modell entwickelt MICKO (1970) sein Modell mit der Zielsetzung, die Vorteile der mehrdimensionalen Inhaltsmodelle (interpretierbarer Ursprung des psychologischen Ähnlichkeitsraumes, geringer Versuchsaufwand, Testbarkeit der Modellvoraussetzungen) mit den Vorteilen der Distanzmodelle zu verbinden (geringere Dimensionalität, Zulässigkeit nicht-euklidischer Metriken).

Die Grundgedanken des Halo-Modells lassen sich folgendermaßen veranschaulichen: MICKO nimmt zusätzlich zu den Objektvektoren I und J eine Schar von unendlich vielen Variablenvektoren K an; diese Vektoren K können jede Richtung in dem Raum einnehmen, der von den Objektvektoren aufgespannt wird, d.h. sie stellen alle Kombinationen von Eigenschaften dar, durch die die Objekte charakterisiert sind. Alle senkrechten Projektionen von I auf K liegen in einer Hyperkugel mit I als Durchmesser, entsprechendes gilt von den anderen Objektvektoren. Die Hyperkugeln um die Objektvektoren sind die geometrische Repräsentation der Halos. Im zwei-

dimensionalen Fall lassen sich die Halos als Kreise um die Objektvektoren darstellen (siehe Abbildung 3).

Abb. 3 Darstellung von Objekten (I und J) im Halo-Modell

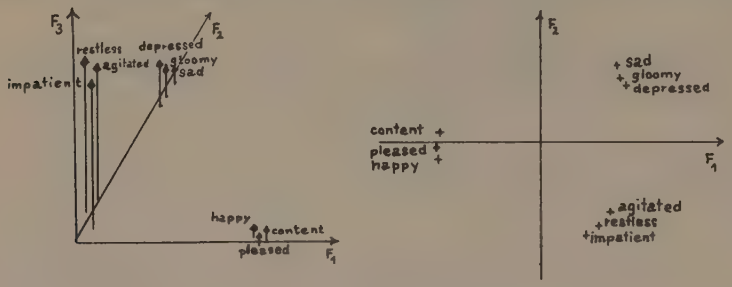


Die Objekte I und J werden durch die Vektoren V_i und V_j sowie durch die Halos H_i° und H_j° repräsentiert. Die Schnittfläche C_{ij}° ist das 'Gemeinsame' der Halos H_i und H_j. Die Vereinigung der 'Halbmonde' D_{ij}° ist die symmetrische Differenz der Halos H_i° und H_j°. Die Maße H_i, H_j und D_{ij} für H_i°, H_j° und D_{ij}° sind proportional zu den Längen h_i, h_j und d_{ij} der Vektoren V_i, V_j.

Bei je zwei Objekten lassen sich in diesem Modell die Maße für die Halos $H^\circ(I)$ und $H^\circ(J)$ (Raum-bzw. Flächeninhalte) und ein Maß für das Gemeinsame C° (IJ) (Raum- bzw. Flächeninhalte des Schnittkörpers beider Halos) feststellen. Die Angaben der Versuchspersonen, q_{ij}, lassen sich jetzt interpretieren als das Verhältnis C(IJ)/H(J) (C(IJ) etc. sind Maße, die C° (IJ) zugeordnet sind). Über die Bestimmung von C(IJ), H(I) und H(J) kommt MICKO zum einen zur symmetrischen Mengendifferenz, für die RESTLE (1959) nachgewiesen hat, daß sie die Distanzaxiome erfüllt, und zum andern zu Skalarprodukten, die nicht wie bei EKMAN ausschließlich positiv sind. Diese Skalarprodukte lassen sich nach dem ECKART-YOUNG-

Theorem dekomponieren. Ein Vergleich der räumlichen Anordnungen von Gefühlsbegriffen (Daten aus einer Untersuchung von EKMAN/LINDMAN (1961) zeigt drei Dimensionen bei einer Analyse nach dem EKMAN-Modell und zwei Dimensionen bei Anwendung des Halo-Modells (siehe Abbildung 4).

Abb. 4 Mehrdimensionale Skalierung von Gefühlsbegriffen in zwei Modellen (EKMAN/LINDMAN, 1961; MICKO 1970)



EKMANs Vektorenmodell MICKOs Halo-Modell

Links: Räumliche Konfiguration der 9 Adjektive (restless, agitated, impatient, depressed, gloomy, sad, happy, pleased, content), wie sie mit Hilfe von EKMANs direkter Methode der mehrdimensionalen Verhältnisschätzung gewonnen wurde.

Rechts: Räumliche Konfiguration der 9 Adjektive, wie sie mit der auf dem Halo-Konzept beruhenden Methode der mehrdimensionalen Verhältnisskalierung gewonnen wurde.

Während der Ursprung im EKMAN-Modell als der Ort interpretiert werden muß, wo alle Eigenschaften den Ausprägungsgrad O besitzen, wird er im Halo-Modell als Ort ohne Information ('weder heiß noch kalt', 'weder gut noch böse' etc.) interpretiert. Es ist möglich, daß die niedrigere Dimensionenzahl des Halo-Modells sich großenteils auf diese Tatsache zurückführen läßt, wie leicht plausibel gemacht werden kann: EKMANs Methode führt nur dann nicht zu Dimensionsartefakten, wenn ein

Objektbereich analysiert wird, der ausschließlich von unipolaren Eigenschaften charakterisiert wird (z.B. Verbrechen; siehe OLDENBÜRGER, 1970). MICKO dagegen nimmt in seinem Modell grundsätzlich von jeder Eigenschaft an, daß dazu ein Komplement gefunden werden kann (nur dann ist gewährleistet, daß die Halos stetige Hyperkugeln sind); das führt allerdings dazu, daß nicht grundsätzlich entschieden werden kann, ob in jedem Fall der Ursprung der Ort ohne Information ist. In einigen Fällen zumindest wird er der Ort der mittleren Ausprägung sein.

1.3. Das Mengenmaß-Modell von KALLINA (1969) und OLDENBÜRGER (1970)+

Ähnlich wie MICKO stellt auch KALLINA (1969) das Postulat EKMANs (1963, S.33) infrage, demzufolge die Versuchsanweisung: 'Geben Sie an, wieviel Prozent Objekt I von Objekt J hat?' eindeutig im Vektorenmodell abgebildet wird. Als allgemeine mathematische Dateninterpretation dieser Versuchsanweisung schlägt KALLINA das Maß der Generalisierung von BUSH & MOSTELLER (1950) vor: $m(I \cap J)/m(J)$ (siehe Abbildung 5), wobei KALLINA aus theoretischen Gründen darauf hinweist, daß unter $m(I)$ nicht die Kardinalzahl der Menge I zu verstehen ist, da nicht unbedingt das Verhältnis der Anzahl gemeinsamer Attribute von I und J zur Anzahl der Eigenschaften von J in das Urteil der Vpn eingeht, sondern - wie RESTLE (1961) plausibel macht - das Verhältnis des Gewichts gemeinsamer Attribute (= unterschiedlich gewichtete Aspekte bei RESTLE) zum Gewicht der Attribute eines Objekt. Wenn in die Gewichte (= Summen gewichteter Attribute) keine negativen Größen eingehen, sind $m(I \cap J)$, $m(I)$ und $m(J)$ Maße, da gilt

(1) $m(\ldots) \geq 0$ und $m(\emptyset) = 0$

(2) $I \cap J = \emptyset \iff m(I \cup J) = m(I) + m(J)$

+die zugrundeliegenden Annahmen dieses Modells sowie seine Implikationen hat KALLINA (1969) formuliert; OLDENBÜRGER (1970) wendete es empirisch an und entwickelte den zur Parameterbestimmung notwendigen Algorithmus.

Die Berechnung der Maße $m(I)$, $m(J)$ und $m(I \cap J)$ nimmt OLDENBÜRGER durch die Methode der konstanten Produkte vor. Die einzelnen Schritte des Kalküls sind wie folgt:

(1) Durch gegenseitige Division der korrespondierenden Tellen der Antwortmatrix Q erhält man die Verhältnismatrix R mit den Eintragungen $m(I)/m(J)$.

(2) Durch Multiplikation über die Zeilen erhält man einen Vektor mit den Eintragungen

$$\frac{\prod_{I}^{N} m(I)}{m^N(J)}$$

(3) durch Ziehen der n-ten Wurzel und Berechnung des Reziprokwertes erhält man eine Schätzung von $m(J)$ aus

$$\sqrt[N]{\frac{\prod_{I}^{N} m(I)}{m^N(J)}} = \frac{1}{m(J)} \cdot \text{const}$$

durch Reziproksetzung:

$$m(J) \cdot \frac{1}{\text{const}}$$

Im folgenden wird dieser Ausdruck durch $m^+(J)$ bezeichnet.

(4) Aus dem Vektor mit den Eintragungen $m^+(J)$ wird eine Diagonalmatrix J^+ gebildet. Durch Vormultiplikation von Q durch J^+ erhält man eine erste Schätzung der Matrix der Durchschnittsmaße A

$$J^+ Q = A$$

A wird weiter angenähert durch geometrische bzw. arithmetische Mittelung der korrespondierenden Zellen in A; damit sind Schätzungen der $m(I)$, $m(J)$ und $m(I \cap J)$ vorhanden, aus denen die symmetrische Mengendifferenz d_{ij} berechnet wird:

$d_{ij} = m(I) + m(J) - 2\, m(I \cap J)$ für die RESTLE (1959), wie gesagt, nachgewiesen hat, daß es sich dabei um eine Metrik handelt.

Bei Anwendung des Algorithmus von FISCHER/SCHEIBLECHNER (1970) zur Symmetrisierung von Matrizen läßt sich dieses Problem auch folgendermaßen lösen: $Q = (J^{+})^{-1}\,\hat{A}$, dabei handelt es sich bei $\hat{A}$ um eine optimale symmetrische Matrix, deren Abweichungen von der Symmetrie Rückschlüsse auf die Wirkung von systematischen und spontanen Aspekten zulassen. Je nach Fragestellung lassen sich diese Aspekteinflüsse durch Einschränkung des Objektbereichs bzw. durch Modifizierung der Versuchsanweisung eliminieren.

Daß diese Mengenmaß-Interpretation der Daten auch mit dem Modell von EKMAN (1954) vereinbar ist, läßt sich wie folgt zeigen:

$$q_{ij} = \frac{m(I \cap J)}{m(J)} \qquad q_{ji} = \frac{m(I \cap J)}{m(I)}$$

das geometrische Mittel der korrespondierenden Zellen der Matrix Q gibt dann:

$$\sqrt{q_{ij} q_{ji}} = \frac{m(I \cap J)}{\sqrt{m(I)\ m(J)}} = r_{ij} = r_{ji}$$

Dieses r_{ij} führt NOBLE (1957) als Korrelationsausdruck an; dahinter steht folgendes Rationale:
Bei der Setzung von

$$\text{var}\ (I) = m(I) \cdot m(\bar{I})$$

$$\text{var}\ (J) = m(J) \cdot m(\bar{J})$$

$$\text{cov}\ (I,J) = m(I \cap J)\ [m(\bar{I}) \cdot m(\bar{J})]^{1/2}$$

ergibt sich

$$r_{IJ} = \frac{m(I \cap J)\ [m(I) \cdot m(J)]^{1/2}}{[m(\bar{I}) \cdot m(I)\ m(\bar{J}) \cdot m(J)]^{1/2}}$$

$$r_{IJ} = \frac{m(I \cap J)}{\sqrt{m(I)\ m(J)}}$$

Zusammenfassung
Es wird in dem Modell von KALLINA und OLDENBÜRGER eine mengentheoretische Dateninterpretation vorgeschlagen, durch die 1) der Auffassung der Vpn Rechnung getragen wird, im mehrdimensionalen Fall seien Urteile über "100 %" widersinnig,

dadurch werden

2) die Inkonsistenzen des EKMAN-Modells vermieden.

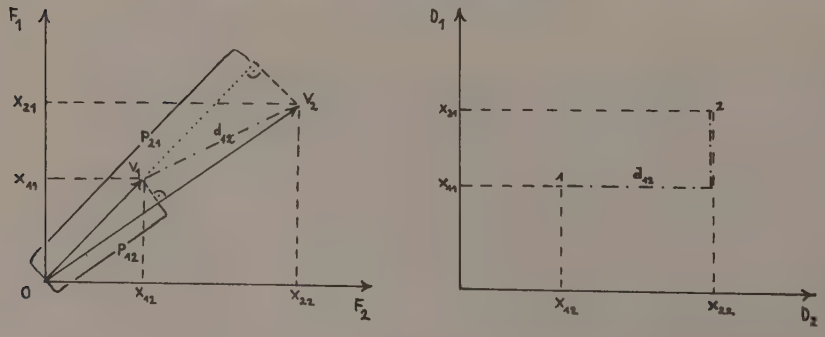
1.4. Eigenschaften der symmetrischen Mengendifferenz im Vergleich zu EKMANs Vektorenmodell

Die auf den Seiten 11-13 vorgebrachte mengentheoretische Neuinterpretation der Vpn-Urteile in den von EKMAN (1963) vorgeschlagenen Versuchsanordnungen führt zu einem mengentheoretischen Urteilsmodell der mehrdimensionalen Verhältnisschätzungen, dessen Terme jeweils den entsprechenden des vektoriellen Modells gegenübergestellt werden können.

vektorielles Modell	mengentheoretisches Modell
$q_{ij} = p_{ij}/h_j$	$q_{ij} = \frac{m(I \cap J)}{m(J)}$
$p_{ij} = h_i \cos \varphi_{ij}$	$p_{ij} = m(I \cap J) = \sum_{1}^{k} \begin{cases} x_{i1}; & x_{i1} < x_{j1} \\ x_{j1}; & x_{j1} < x_{i1} \end{cases}$
$p_{ji} = h_j \cos \varphi_{ij}$	$p_{ij} = p_{ji}$
$h_i = \left[\sum_{1}^{k} x_{i1}^2 \right]^{1/2}$	$h_i = m(I) = \sum_{1}^{k} x_{i1}$
$d_{ij} = \sqrt{h_i^2 + h_j^2 - 2 h_i h_j \cos \varphi_{ij}}$	$d_{ij} = m(I) + m(J) - 2m(I \cap J)$

Die Bedeutung der Terme wird aus Abbildung 5 ersichtlich.

Abb. 5 Geometrische Gegenüberstellung des vektoriellen und des mengentheoretischen Modells



Ebenso wie im vektoriellen Modell (und auch im Modell von DE LEEUW, 1968) ist die geometrische Repräsentation der Objekte als Punkte in einem k-dimensionalen Raum auf den positiven Orthanten beschränkt, wobei der Ursprung (bzw. die Distanzen der Objektrepräsentanten zum Ursprung) festgelegt ist.

Das Beispiel in Abbildung 5 muß in den beiden konkurrierenden Urteilsmodellen zu unterschiedlichen Verhältnisschätzungen führen und zwar:

im Mächtigkeitsmodell

$q_{12} = 60\ \%$ $\qquad$ $q_{21} = 100\ \%$

im vektoriellen Modell

$q_{12} = 59\ \%$ $\qquad$ $q_{21} = 166\ \%$

Welches der beiden Urteilsmodelle im Einzelfall das adäquate (wenn überhaupt) ist, muß jeweils neu untersucht werden; allgemein kann man jedoch sagen, daß das vektorielle Modell dann nicht adäquat ist, wenn bei heterogenen Objekten keine Urteile größer als 100 % abgegeben werden.

2. Parametrische Distanzmodelle

Während in den Inhaltsmodellen die Beurteiler die Objekte hinsichtlich Reichhaltigkeit und Merkmalsausprägung in Beziehung zu setzen haben und es sich dabei also um reine Urteilsmodelle handelt, fordern die Distanzmodelle lediglich, daß Verhaltensweisen bei Versuchspersonen beobachtet werden können, welche Rückschlüsse auf die Distanzen von Objektpaaren im subjektiven Ordnungsraum zulassen. Diese Verhaltensweisen können Generalisierung (BUSH/MOSTELLER, 1950)[+], Identifikation bzw. Verwechslung (LUCE, 1961) oder auch Beurteilung des Unterschiedes bzw. der Ähnlichkeit sein.
Um aufgrund solcher Daten Ordnungsräume konstruieren zu können, ist es notwendig, sie so zu transformieren, daß sie den auf HELMHOLTZ (1887) und HÖLDER (1901 zurückgehenden, von FRECHET (1906) formulierten Metrikaxiomen gehorchen:

$$(1) \quad (d(x,y) = 0) \iff (x = y)$$

d.h. ein Objekt hat nur zu sich eine Distanz von Null (Reflexivität)

$$(2) \quad d(x,y) = d(y,x)$$

d.h. es ist für die Distanz gleichgültig, von welchem ihrer Endpunkte aus sie bestimmt wird (Symmetrie)

$$(3) \quad d(x,z) \leq d(x,y) + d(y,z)$$

d.h. die Distanzen zwischen drei Objekten bilden ein Dreieck bzw. im Grenzfall der Dimensionalität 1 eine Gerade.

Aus den Axiomen geht hervor, daß Distanzen invariant hinsichtlich Streckung sind, nicht aber hinsichtlich additiver Konstanten (Verletzung von (1)) und monotoner Transformation

---

[+] Generalisierung als Vorgang im Ordnungsraum wird von SHEPARD (1958) diskutiert.

[++] HELMHOLTZ (1887) und HÖLDER (1901) gehen dabei von einer schwachen Ordnung ($\succsim$) der Objekte und einer Verknüpfungsoperation zwischen Objekten (o) aus, die die Konstruktion einer Skala ϕ erlauben, wenn gewährleistet ist, daß

$$(1) \quad a \succsim b \iff \phi(a) \geq \phi(b)$$
$$(2) \quad \phi(a \circ b) = \phi(a) + \phi(b).$$

PFANZAGL (1968) hat gezeigt, daß diese additive Verknüpfung hinreichend aber nicht notwendig ist.

(Verletzung von (3); d.h. Distanzen bilden eine Verhältnisskala.

Wenn die bereits vorliegenden Daten die Metrikaxiome erfüllen, also Distanzen sind, kann der von YOUNG/HOUSEHOLDER (1938) entwickelte Algorithmus zur Bestimmung der den Distanzen entsprechenden inneren Produkte angewendet werden. Ausgehend von einer Matrix D, in der die Distanzen zwischen den die Objekte 1,...,i,...,j,...,k,...,n repräsentierenden Punkte im Ordnungsraum eingetragen sind, wählt man einen Punkt i im Ordnungsraum als Ursprung des den Raum beschreibenden orthogonalen Achsensystems. Da eine Punktekonfiguration invariant ist gegenüber Nullpunktverschiebung ist die Wahl des Objekts i frei.
Nach dem Cosinussatz ist nun die Berechnung der Matrix $B^{(i)}$ der inneren Produkte b_{jk} zwischen den Vektoren, V_jV_k, möglich, die die Punkte 1,...,i,...,j,...,k,...,n repräsentieren, wobei $V_i = O$, dem Nullvektor:

$$d_{jk}^2 = d_{ji}^2 + d_{ki}^2 - 2\, d_{ki} d_{ji} \cos\varphi_{jk}$$

$$b_{jk} = d_{ki} d_{ji} \cos\varphi_{jk} = \frac{1}{2} \left(d_{ji}^2 + d_{ki}^2 - d_{jk}^2 \right)$$

Es gibt n Matrizen $B^{(i)}$, die einander äquivalent sind, da sie sich nur hinsichtlich des Ursprungs des Koordinatensystems unterscheiden.

An dieser Stelle ist es möglich, zu überprüfen, ob die Daten eine vollständige metrische (speziell euklidische) Struktur haben; in diesem Falle müssen alle $B^{(i)}$ positiv semidefinit sein.

Der Rang von $B^{(i)}$, $r(B)$, gibt die Dimensionalität des Ordnungsraums an. Wenn $B^{(i)}$ positiv semidefinit ist, kann sie in AA' faktoriert werden, wobei A die Matrix der Projektionen der V_j auf die Achsen des Ordnungsraumes ist. Wenn $r(B) = n - 1$, dann handelt es sich bei der Matrix A um eine quadratische Matrix der Ordnung $n - 1$; wenn $r(B) \neq n - 1$ handelt es sich um eine Rechtecksmatrix der Ordnung $(n - 1) \times (r(B))$.

Durch Rotation der Koordinatenmatrizen A lassen sich kollineare Achsensysteme für die n Matrizen $B^{(i)}$ herstellen.
Bei empirischen Daten ist jedoch immer mit Fehlern zu rechnen, sodaß Annahmen über das Zustandekommen der Fehler und ihre Behandlung im Modell der 'metrischen' mehrdimensionalen Skalierung gemacht werden müssen.

TORGERSON (1958, S. 257) macht implizit die Annahme, daß die Projektionen auf die Achsen (a_{ij}) normalverteilt sind, verlegt den Ursprung in das Zentroid der Punktwolke und kann dann unter der weiteren Voraussetzung, daß die 'wahre' Metrik euklidisch ist, die Koordinaten der Punkte asymptotisch biasfrei schätzen.

Im bisher Dargestellten wurde davon ausgegangen, daß Schätzungen von euklidischen Distanzen vorliegen mit echtem Nullpunkt und einer nicht näher definierten Fehlerverteilung.
Die verschiedenen Methoden zur Skalierung von Distanzen bei TORGERSON (1958, S. 261 - 268, 293 - 297) ermöglichen die Untersuchung der Annahmen über das Urteilsverhalten der Versuchspersonen.
TORGERSON verallgemeinert die Axiome THURSTONEs (TORGERSON, 159 ff.), indem er annimmt, daß wie den Reizen im eindimensionalen Fall eine Normalverteilung von Diskriminationsprozessen zugeordnet ist, auch im mehrdimensionalen Fall die Distanzen zwischen Reizrepräsentationen auf den psychologischen Skalen der Versuchspersonen Diskriminationsprozesse auslösen, die normalverteilt sind. Diese Annahme liegt dem Paarvergleich von Paaren ("Sind A und B ähnlicher als C und D?"), dem vollständigen Triadenvergleich (TORGERSON, 1958; ROSKAM, 1967) und anderen Methoden der Distanzskalierung zugrunde.

Wenn man jedoch die Gültigkeit der THURSTONEschen Axiome für den eindimensionalen Fall annimmt, sind für den mehrdimensionalen Fall die folgenden Annahmen zu machen:

(1) Die im Experiment (dem Paarvergleich von Paaren o.ä.) beurteilten Reize x_i lassen sich in einem k-dimensionalen Raum als Punkte mit den Koordinaten $(x_{i1} \ldots x_{ij} \ldots x_{ik})$ darstellen.

(2) Die Projektionen der Punkte auf die Achsen des Raumes sind lineare Funktionen der eindimensionalen Skalenwerte der Reize in den für die subjektiven Unterschiede zwischen ihnen relevanten Merkmalen.

(3) Die Kombinationsregel für die eindimensionalen Skalenwerte ist die euklidische Distanzfunktion; sie ist dem subjektiven Unterschied proportional.

(4) Die Projektionen der mehrdimensionalen Diskriminationsprozesse auf die Achsen bilden unabhängige Normalverteilungen mit Mittelwerten ξ_{ij} und konstanter Varianz σ^2.

(5) Subjektive Unterschiede sind stets gleich oder größer Null; d.h. es gibt keine negativen Distanzen

Während die Bedingungen (1) - (4) im Gegensatz zu WENDER (1970) durchaus noch multinormalverteilte Diskriminationsprozesse zulassen, läßt sich unter Hinzunahme von (5) beweisen, daß bei Ausschluß negativer subjektiver Unterschiede die Diskriminationsprozesse für den Unterschied von Distanzen nichtzentral χ^2-verteilt sind (RAMSAY, 1969):

Wenn $(x_{ij} - x_{lj})$ normalverteilt ist mit Mittelwert $(\zeta_{ij} - \zeta_{lj})$ und Varianz $2\sigma^2$ (da die Diskriminationsprozesse für s_{ij} und x_{lj} als unabhängig angenommen werden), dann hat $d_{il}/\sqrt{2\sigma^2}$ eine Verteilungsfunktion, die der Quadratwurzel aus einem nichtzentralen χ^2 mit k Freiheitsgraden und einem Nichtzentralitätsparameter λ entspricht:

$$\lambda = \sum_{j=1}^{k} \frac{(\zeta_{ij} - \zeta_{lj})^2}{2\sigma^2}$$

Nach PATNAIK (1949) ist die Dichtefunktion für

$d_{il}^2/2\sigma^2 = \Delta_{il}$ dann

$$dF(\Delta_{il}) = \frac{1}{2} e^{-\lambda/2} \left(\frac{\Delta_{il}}{2}\right)^{\frac{k}{2}-1} e^{-\Delta_{il}/2} \sum_{r=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{\lambda_{il}}{4}\right)^r}{r! \left(r + \frac{k}{2}\right)} d\Delta_{il}$$

Die direkte Verhältnisschätzung von Distanzen zwischen Reizen (TORGERSON, 1958) führt bei der Annahme eines additiven Fehlers bei der eindimensionalen Verhältnis-Skalierung der Reize, wie er bei METFESSEL (1947), COMREY (1950), und EKMAN (1958) implizit angenommen wird, zu einer Dichtefunktion für das Verhältnis quadrierter Distanzen $d_{ij}^2/\ d_{jl}^2 = V_{il}$, die der doppelt nichtzentralen F-Verteilung (KENDALL/STUART, 1961) entspricht.

Ein weiteres Problem der parametrischen Distanzmodelle war das Problem der additiven Konstanten bei lediglich intervallskalierten Distanzen; dieses Problem wurde jedoch von ABELSON und MESSICK (1957) gelöst.

Trotz der Fülle nicht prüfbarer Annahmen haben die parametrischen Distanzmodelle den Vorteil, daß man sie

auf den Fall verallgemeinern kann, daß zwar alle Versuchspersonen das gleiche Bezugssystem (d.h. Achsen im Ordnungsraum) der Ähnlichkeits- oder Unterschiedsbeurteilung von Reizen haben, diese Achsen aber unterschiedlich gewichten (CARROL/CHANG, 1970; HORAN, 1969), so daß die für die Urteile einer Versuchsperson p angenommene Kombinationsregel der folgenden modifizierten euklidischen Distanz entspricht:

$$(p)\, d_{il} = \left[\sum_{j=1}^{n} (p) w_j \, (x_{ij} - x_{lj})^2 \right]^{1/2}$$

Im Extremfall ist es möglich, daß zwei Versuchspersonen p und q jeweils wechselseitig Gewichtungen von 0 und 1 haben, so daß die Bezugssysteme voneinander unabhängig sind.

Die Untersuchung von Aspekten (siehe KALLINA, 1969; KRANTZ, 1967; HINZ, 1971) mit Hilfe einer n-fachen Verallgemeinerung dieses Vorgehens ist möglich und erlaubt eine empirische Überprüfung des Aspekt-Modells von KRANTZ. Die Verallgemeinerung des Vorgehens besteht darin, daß bei m Wiederholungen der Distanz-Skalierung unter verschiedenen Bedingungen (Aspekten) mit den gleichen Versuchspersonen zusätzlich zu den Gewichtungen für die Versuchspersonen noch Gewichtungen für Bedingungen eingeführt werden. Anwendbar erscheint diese Methode vor allem im psychophysischen Bereich z.B. für die mehrdimensionale Skalierung von Farben bei unterschiedlicher Beleuchtung bzw. von Phonemen bei unterschiedlichen Sprechern.

3. Nichtparametrische Distanzmodelle [1)]

Sowohl die Methoden der mehrdimensionalen Verhältnisschätzung wie auch z.B. der Paarvergleich von Paaren stellen hohe Anforderungen an das Urteilsverhalten der Versuchspersonen, sowohl was Ausdauer wie auch was Fähigkeiten im Umgang mit mathematischen Operationen angeht.

Wird nun die Urteilsaufgabe vereinfacht, z.B. dadurch, daß die Distanzen nur noch nach der Größe geordnet werden müssen oder gar, daß die Distanzen in eine relativ geringe Anzahl von geordneten Äquivalenzklassen eingestuft werden, so besteht die Aufgabe der mehrdimensionalen Skalierung darin, eine Punktekonfiguration in einem metrischen Raum zu finden, in dem die Distanzen zwischen den Punkten, die die Objekte repräsentieren, eine monoton fallende Funktion der beurteilten Ähnlichkeit bzw. eine monoton steigende Funktion des beurteilten Unterschiedes sind.

Das erste Verfahren, mit dem diese Aufgabe gelöst werden konnte, stammt von SHEPARD (1962); da es jedoch noch viele technische Schwierigkeiten mit sich brachte, wird hier das erste technisch befriedigende Verfahren von KRUSKAL (1964) dargestellt.

Die grundlegende Annahme aller nicht-parametrischen mehrdimensionalen Skalierungsverfahren besteht darin, daß die Unähnlichkeiten zwischen je zwei Objekten in Distanzen transformiert werden können, die

---

[+] Das Ergebnis der mehrdimensionalen Skalierung ist immer metrisch, daher wird hier die Bezeichnung 'non-metric multidimensional scaling' (KRUSKAL, 1964) mit nichtparametrischer mehrdimensionaler Skalierung wiedergegeben. Zu dieser Problematik siehe auch SHEPARD (1966).

1. die Metrikaxiome erfüllen und die
2. dimensional dekomponierbar sind.

BEALS/KRANTZ/TVERSKY (1968) haben nachgewiesen, daß nur die folgende Klasse von Distanzfunktionen beide Punkte erfüllt:

$$d_{iI} = F \sum_{j}^{j=k} f(|x_{ij} - x_{lj}|)$$

wobei F die inverse Funktion von f ist; dies sind u.A. die sogenannten MINKOWSKI-r-Metriken (MINKOWSKI, 1896)

$$d_{il} = \left[\sum_{j}^{n} \left(|x_{ij} - x_{lj}| \right)^{r} \right]^{1/r}$$

von denen die euklidische Metrik (r=2) ein Sonderfall ist. Die Verfahren der nichtparametrischen mehrdimensionalen Skalierung sind in der Lage, Lösungen für sämtliche MINKOWSKI-r-Metriken zu generieren; damit ist es auch möglich, ohne vorherige Festlegung der Dimensionen eine Konfiguration für city-block-Distanzen (r=1; ATTNEAVE, 1950) zu finden.

Ein Vergleich der verschiedenen MINKOWSKI-r-Metriken ist am ehesten möglich, wenn man geometrisch die Einheitskreise für die Extremfälle r = 1 und r = ∞, sowie für den geläufigsten Fall r = 2, darstellt; unter Einheitskreis ist dabei jeweils die Menge der Punkte zu verstehen, die vom Ursprung die Distanz 1 besitzen.

Abb. 6 Normkörper (Einheitskreis) für r = 1

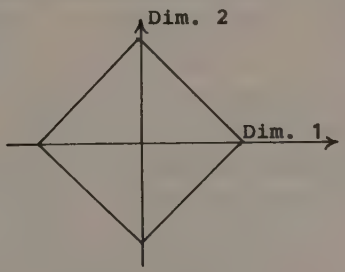


Abb. 7 Normkörper (Einheitskreis) für r = 2

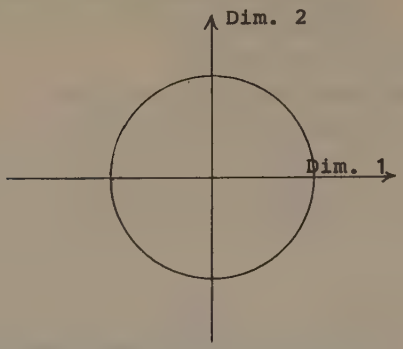
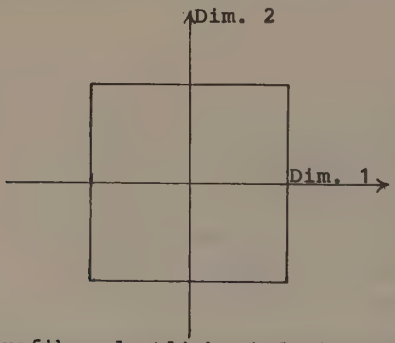


Abb. 8 Normkörper (Einheitskreis) für r = ∞



Wie aus den Grafiken deutlich wird, ist es nur für r = 2 möglich, das Achsensystem beliebig zu verändern, d.h. zu rotieren und den Mittelpunkt zu verschieben.

Für r ≠ 2 sind nur Rotationen um 90° oder ein Vielfaches hiervon sowie Mittelpunktsverlegung möglich.

Das Verfahren von KRUSKAL sucht für den jeweils gegebenen Datensatz bei vorgegebener Dimensionenzahl und Metrik eine räumliche Konfiguration von der Art, daß die Abweichung von der Monotonie der Beziehung zwischen Daten und Distanzen in der räumlichen Konfiguration ein Minimum ist; die Abweichung von der Monotonie - in Prozent ausgedrückt - wird STRESS genannt und ist folgendermaßen definiert:

$$S_I = \sqrt{\frac{\sum_i \sum_l (d_{il} - \hat{d}_{il})^2}{\sum_i \sum_l d_{il}}} \quad \text{(KRUSKAL 1964)}$$

bzw. in standardisierter Form:

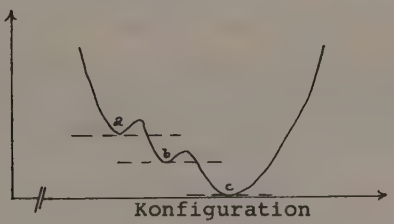
$$S_{II} = \sqrt{\frac{\sum_i \sum_l (d_{il} - \hat{d}_{il})^2}{\sum_i \sum_l (d_{il} - \bar{d})^2}} \quad \text{(CARROL 1972)}$$

dabei bezeichnet d_{il} die standardisierte Urteilsdistanz (bzw. den beurteilten Unterschied) zwischen den Objekten I und L bzw. deren Repräsentanten, und $\hat{d}_{il}$ bezeichnet die Distanzschätzung für i und l in einer bestimmten Konfiguration.

Bei n Punkten und k Dimensionen ist der Stress eine Funktion von n·k Variablen; zusätzlich, da die Distanzfunktionen der Minkowski-r-Metriken nicht monoton steigende oder fallende Funktionen voneinander sind, ist die Stressfunktion abhängig von der Wahl der jeweiligen Metrik.

Die Bestimmung der Konfiguration mit minimalem Stress bei gegebener Dimensionalität und Metrik geschieht iterativ: Zunächst wird eine Ausgangskonfiguration mit der gegebenen Dimensionalität generiert, diese Ausgangskonfiguration kann eine Zufallsanordnung von Punkten sein oder kann entsprechend vorliegender Hypothesen bestimmte geometrische Strukturen aufweisen (DEGERMANN, 1972) bzw. eine Hauptkomponentenlösung für die Interkorrelationsmatrix der Zeilen der empirischen Distanzmatrix sein (ROSKAM/LINGOES, 1970). Mit Hilfe der Methoden der steilsten Gradienten (z.B. FLETCHER/POWELL, 1963) wird diese Konfiguration iterativ solange mit Hilfe der jeweils n·k partiellen Ableitungen verändert, bis der Gradient einen Winkel von 0^{o} erreicht.
Hierbei taucht eine Schwierigkeit auf, da es sich bei dem erreichten Minimum um ein lokales Minimum handeln kann (s.Abb. 9: a und b bezeichnen lokale Minima, c ist das absolute Minimum).

Abb. 9 Stressverlauf über eine Folge von Konfigurationen



Da n Punkte immer in einen n-1 dimensionalen Raum eingebettet werden können, reicht die von KRUSKAL (1964) gegebene verbale Beurteilung der Güte des Stress in Prozent nicht aus; KLAHR (1969), WAGENAAR/PADMOS (1971) u.a. haben daher Monte-Carlo-Untersuchungen über die statistische Signifikanz für den Stress bei gegebener Anzahl der Punkte und Dimensionen berechnet, die eine objektive Beurteilung des jeweiligen Stress ermöglichen.

4. Ein Modell mit definitorisch festgelegtem Ähnlichkeitsindex:

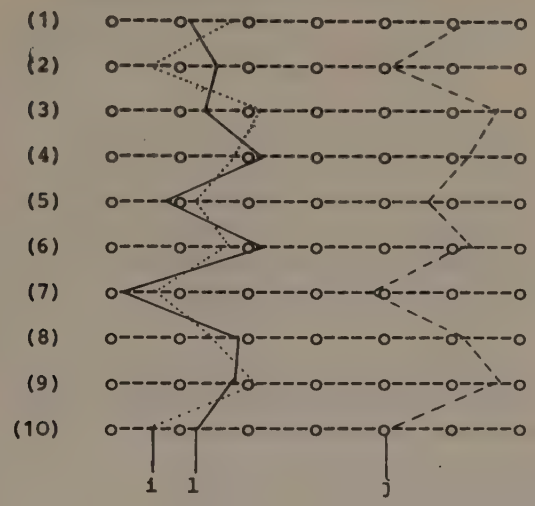
   das semantische Differential

Ausgehend von synästhetischen Untersuchungen entwickelten OSGOOD und SUCI (1952) die Methode des semantischen Differentials zur Erforschung des konnotativen semantischen Raumes. Das Vorgehen besteht darin, Objekte in einer Reihe von bipolaren Skalen (z.B."gut - schlecht"mit 7 nicht verbal bezeichneten, sondern nur numerisch realisierten Abstufungen dazwischen)einzustufen. Von Objekten, die im semantischen Raum benachbart sind, erwartet man, daß sie ähnliche Einstufungen in den Skalen erhalten.
Die im semantischen Differential für Objektpaare bestimmten Ähnlichkeiten sind abhängig von den gewählten bipolaren Skalen, die zusammen mit einem Algorithmus eine extensionale Definition dessen liefern, was im semantischen Differential die Ähnlichkeitsrelation zwischen Objektpaaren ausmacht - eine Verallgemeinerung darüber hinaus ist nicht gegeben.

Ein typisches Ergebnis bei der Anwendung des semantischen Differentials zeigt Abbildung 10 an; an dem Verlauf der Einstufungen der Objekte i, j, l in den Skalen 1 - 10 kann die Problematik von Ähnlichkeitskorrelationen (Profilkorrelationen) deutlich gemacht werden, wie sie vielfach (z.B. OSGOOD, 1952; HOFSTÄTTER, 1955, 1960; HOFSTÄTTER/LÜBBERT, 1958;

ORLIK[+], 1967) angewendet wird.

Abb. 10 Profildarstellungen der Objekte i, j und k in einem semantischen Differential



Die Problematik besteht u.a. darin, daß die Objekte i und l als unähnlich ($r_{il} \approx 0$) bezeichnet werden, obwohl sich die numerischen Unterschiede in den Skaleneinstufungen durchaus noch im Zufallsbereich bewegen.

[+]ORLIK (1967) verbessert das Verfahren zwar insofern, als er den Kovarianzeinfluß der unterschiedlichen Mittelwerte der Skalen durch Zentrierung ausgleicht; aber die Abhängigkeit der Korrelation von der - zufälligen - Lage der Polaritäten behält er bei.

Dagegen werden die Objekte i und j aufgrund der parallelen Profile als höchst ähnlich (r = 1) bezeichnet, obwohl die Unterschiede in den Einstufungen extrem sind.
Wenn nun z.B. die Skalen 2, 5, 7 und 10 umgepolt werden - was zulässig ist, da die Lage der Pole willkürlich gewählt ist - verringert sich r_{ij} auf nahezu 0 und r_{il} steigt erheblich an[+].
COHEN (1969) umgeht diese Problematik durch einen Trick, indem er nämlich jede Skala doppelt auswertet, einmal rechts und einmal links gepolt, dadurch werden alle Skalenmittelwerte gleich Null, Objektpaare mit numerisch großen Unterschieden in den Skaleneinstufungen korrelieren zwischen 0 und - 1, Objekte mit nur geringen Unterschieden zwischen 0 und + 1.
Ein Ähnlichkeitsmaß, das sowohl die Interkorrelation zwischen den Skalen wie auch die unterschiedlichen Maßeinheiten der Skalen berücksichtigt, stammt von CATTELL (1966):

$$(p)\,r_{jl} = \frac{tr\,(\Delta^{1/2}\,Q\,R\,Q\,\Delta^{1/2}) - z'_{jl}\,R\,z_{jl}}{tr\,(\Delta^{1/2}\,Q\,R\,Q\,\Delta^{1/2}) + z_{jl}\,R\,z_{jl}}$$

z_{jl} := Spaltenvektor der Differenzen zwischen Objekt j und Objekt l bei standardisierten Skalen ($\bar{X}_i = 0$; $\sigma_i^2 = 1$); z'_{jl} ist der entsprechende Zeilenvektor

R := Interkorrelationsmatrix der Skalen

Δ := Diagonalmatrix der Eigenwerte von R

Q := Matrix der entsprechenden Eigenvektoren

Q' := Transponierte von Q

tr(...) := Spur einer Matrix oder eines Matrizenprodukts (Summe der Diagonalelemente) (Ableitung siehe u.a. BAUMANN, 1971)

[+]Diese Argumentation folgt in etwa KALLINA (1969), OSGOOD/SUCI (1952) und CRONBACH/GLESER (1953).

Voraussetzungen für dieses Ähnlichkeitsmaß sind

(1) Multinormalverteilung der Objekte j,l
(2) die schiefwinklige Projektion der Distanz zwischen den Objekten auf die Skalen.

Bei der Betrachtung dieser Auswertung des semantischen Differentials als Datenreduktionsverfahren ist die zweite Annahme zulässig, eine darüberhinausgehende Interpretation i.S. eines Urteilsmodells erscheint jedoch problematisch. Eine Reihe von Problemen bei der Auswertung des semantischen Differentials läßt sich umgehen, wenn man von korrelationsanalogen Ähnlichkeitsindices zu Distanzen übergeht.
Unter Annahme unabhängiger Skalen schlugen CRONBACH/GLESER (1953) die euklidische Distanz als Maß für die Unähnlichkeit von Objekten vor:

$$d_{jl} = \sqrt{\sum_{i}^{k} (x_{ij} - x_{il})^2}$$

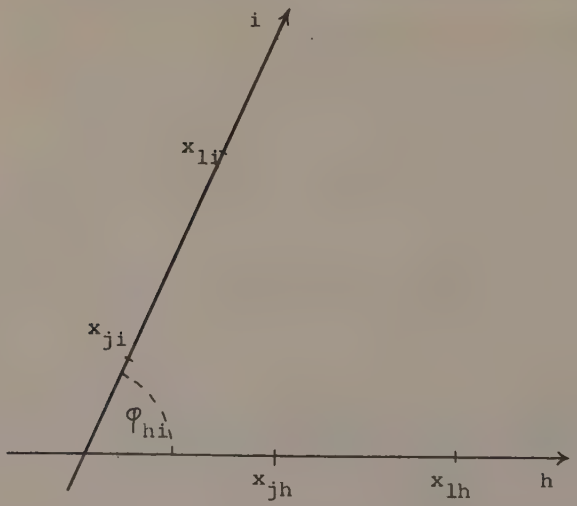
dabei ist x_{ij} der Skalenwert für das Objekt j in Skala i. Die Skalen stellen hier Achsen des semantischen Raumes dar, wobei die Skalenmittelwerte im Ursprung liegen.
Gegen dieses einfache Modell ist zunächst einzuwenden, daß bei n unabhängigen Skalen ein n-dimensionaler semantischer Raum gegeben ist, in dem alle Richtungen gleichermaßen von Bedeutung sind. Wenn man abhängige, d.h. schiefwinklige Skalen annimmt, lassen sich jedoch die durch Distanzen gegebenen Relationen in einen relativ niedrig dimensionierten Raum einpassen; Faktorenanalysen von Skalen (für einen Überblick siehe OSGOOD/SNIDER, 1969) haben meist drei Dimensionen+ ergeben, wobei man allerdings festhalten muß, daß dieses Ergebnis von der Auswahl der beurteilten Objekte und zudem von der Hetero- bzw. Homogenität der Beurteiler direkt abhängt; es ist daher nicht erstaunlich, daß z.B. KEKKERI (1971) nur eine eindeutig 2-faktorielle Lösung gefunden hat.

+OSGOOD/SUCI (1955): 'evaluative factor' (erster Faktor), 'potency factor' (zweiter Faktor) 'activity factor'(dritter Faktor).

Die einfache Distanzformel beizubehalten, ist möglich, wenn man ausschließlich faktoriell reine Skalen verwendet (Voraussetzung: ideale Einfachstruktur i.S.THURSTONEs (1947)); in diesem Falle legt man allerdings die Dimensionalität des semantischen Raumes von vornherein fest und gibt gleichzeitig noch durch die vorgegebene Anzahl der Skalen pro Faktor jeder Distanz ein bestimmtes Gewicht. Diese Procrustes-Vorgehensweise erscheint nur dann sinnvoll, wenn sehr explizite Hypothesen vorliegen (siehe ERTEL, 1965, a,b).

Die Verwendung von Distanzen in einem schiefwinkligen Achsensystem ist prinzipiell nur eine Verallgemeinerung des Falles bei orthogonalen Basen. Wenn jedoch die Zuordnung von Distanzen zu Projektionen einen Urteilsprozeß abbilden soll, sind zusätzliche Überlegungen notwendig. Sie können am ehesten grafisch veranschaulicht werden:

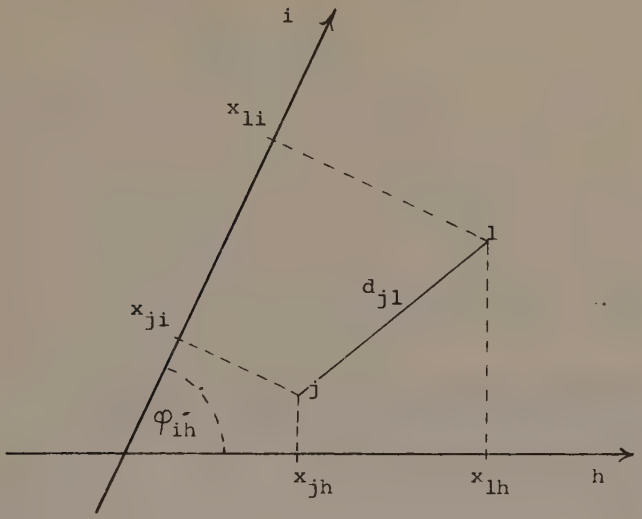
Abb. 11 Projektionen zweier Punkte (j und l) auf die Achsen (h und i), die einen Winkel φ_{hi} einschließen.



Je nachdem, welche Annahmen man über das Zustandekommen von Urteilen wie z.B. 'Objekt j hat in Skala i einen Wert x_{ji}' macht, wird man zu unterschiedlichen Lokalisierungen der

objektrepräsentierenden Punkte j und l kommen. Wenn angenommen wird, daß jedes Urteil nur von der Lage der Repräsentanten und der gerade verwendeten Skala abhängt, wird man senkrechte Projektionen auf die Achsen annehmen müssen (Abb. 12).

Abb. 12 Senkrechte Projektionen der Punkte l und j auf die Achsen i und h

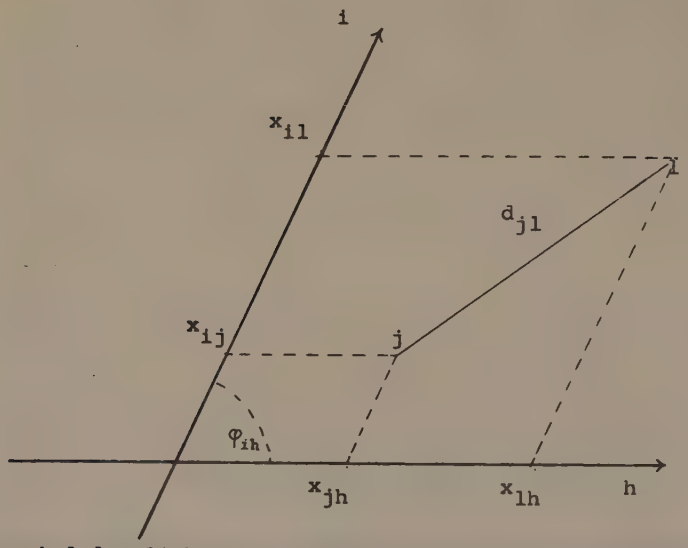


Für die Distanz d_{jl} ergibt sich nach dem Cosinussatz:

$$d_{jl} = \left[\sum_h \sum_i \cos^{-2}(90^\circ - \varphi_{hi}) \left[(x_{ij} - x_{il})^2 + (x_{hj} - x_{il})^2 - 2 \cos \varphi_{hi} (x_{ij} - x_{il})(x_{hj} - x_{il}) \right] \right]^{1/2}$$

Bei der Annahme, daß jedes Urteil nicht nur von der jeweiligen Skala, sondern auch noch von der Lage dieser Skale zu allen übrigen abhängt, wird man schiefwinklig parallele Projektionen annehmen (Abb. 13).

Abb. 13 Achsenparallele Projektion der Punkte l und j auf die Achsen h und i



Es wird deutlich, daß sowohl die Lage der objektrepräsentierenden Punkte wie auch die Distanz zwischen ihnen erheblich von der in Abbildung 12 abweicht.
Nach dem Cosinussatz ergibt sich (s.a. RAO, 1947) als Distanzfunktion

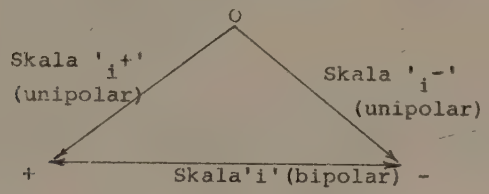
$$d_{jl} = \left[\sum_h \sum_i (x_{ij} - x_{il})^2 + (x_{hj} - x_{hl})^2 - 2 \cos \varphi_{ij} \right.$$
$$\left. (x_{ij} - x_{il})(x_{hj} - x_{hl}) \right]^{1/2}$$

Problematisch bei diesen Distanzschätzungen ist, daß ein gemeinsamer Schnittpunkt aller Eigenschaftsachsen im semantischen Raum angenommen werden muß, bzw. daß dieser gemeinsame Schnittpunkt durch die faktorenanalytische Bestimmung der Lage der Achsen notwendig produziert wird.

Gegen die Annahme eines gemeinsamen Schnittpunktes sprechen die Ergebnisse von DAY (1967) und KRUSKAL (1972). DAY stellte fest, daß die Korrelationen von

bipolaren Skalen und dazugehörigen unipolaren Skalen deutlich von 1 abweichen und außerdem jeweils die beiden unipolaren Skalen einer bipolaren Skala deutlich eine höhere Korrelation als -1 aufweisen (siehe Abb. 14).

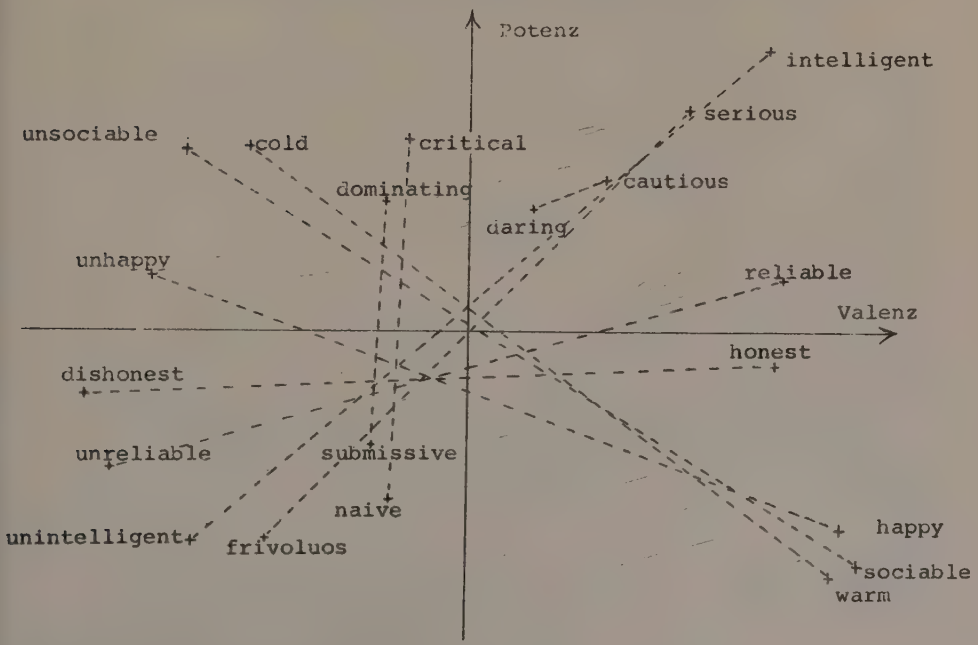
Abb. 14 Die räumliche Beziehung von uni- und bipolaren Skalen bei einer Korrelation der unipolaren Skalen höher als -1



Der Punkt O entspricht dem 'point of no information' im Halo-Modell MICKOs (1970).

Ein ähnliches Ergebnis geht aus der mehrdimensionalen Skalierung von polaren Eigenschaften (KRUSKAL, 1972) hervor (siehe Abb. 15).

Abb. 15 Zweidimensionale Darstellung der polaren Eigenschaften bei KRUSKAL (1972)



Das Ergebnis KRUSKALs läßt sich möglicherweise dahingehend interpretieren, daß mehrere (mindestens 2) Bezugssysteme (METZGER 1941 +) mit verschieden neutralen Punkten den semantischen Raum aufspannen: ein Bezugssystem würde hier durch die Achsen 'intelligent - unintelligent' und 'warm - cold' angegeben, das andere durch die Achsen 'critical - naive' and honest - dishonest'.
Die Achse'daring - cautious' unterscheidet sich in zwei Hinsichten von den übrigen Achsen; sie läßt sich keinem der Bezugssysteme zuordnen, was an der Auswahl der Polaritäten liegen könnte, außerdem ist der Abstand zwischen den beiden Polen 'cautious' und 'daring' eindeutig kleiner als zwischen allen anderen.

Das einzige mathematische Modell für das dem semantischen Differential zugrundeliegende Urteilsmodell, das nicht auf eine faktorenanalytische Festlegung der Lage der Achsen angewiesen ist, hat MICKO (1970) vorgetragen. Dieses Modell geht von folgenden Annahmen aus:

1) Die Polaritäten sind für alle relevanten Richtungen des semantischen Raums repräsentativ.
2) Alle Skalen besitzen den gleichen Maßstab.
3) Die polaren Eigenschaften sind auf der Hülle einer k-dimensionalen Hyperkugel lokalisiert.

Aus (2) und (3) geht hervor, daß alle Skalen durch einen - neutralen - Punkt gehen müssen.

MICKO geht in seinem Modell von der Überlegung aus, daß sämtliche orthogonalen Projektionen einer Distanz auf die Achsen kleiner sein müssen als die Distanz selbst und daß die größte Projektion die beste Schätzung der Distanz darstellt.

MICKO leitet MAXIMUM-LIKELIHOOD-Schätzungen der Distanzen ab, die nur dann konsistent sind, wenn die Urteile dem Modell entsprechen; damit ist eine Überprüfung der Adäquatheit der Auswertung gegeben.

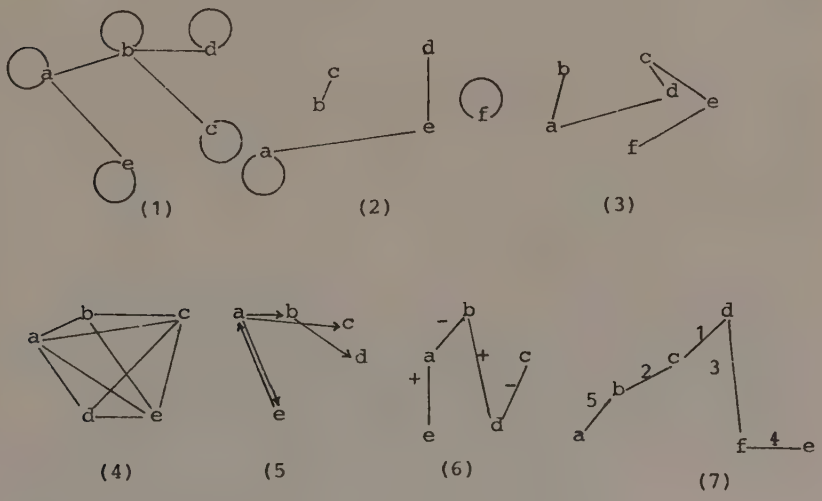
+ S. 142 - 145

Exkurs: Graphentheoretische Repräsentation von Ähnlichkeitsbeziehungen

Bei der Analyse von Ähnlichkeitsbeziehungen, von Assoziationen u.ä. geht es darum, Regelmäßigkeiten und womöglich sogar Gesetze in den Beziehungen zwischen Objekten zu finden.
Eine formale Sprache zur Darstellung solcher Beziehungen sowie zur Ableitung von Theoremen, die empirischer Überprüfung zugänglich sind, ist die Graphentheorie. (KÖNIG, 1936). Ein Graph besteht aus einer endlichen Menge von Punkten G = {a,b,...,j,...l,...,n }, die als Objektrepräsentanten angesehen werden können, und einer definierten Untermenge $R \subset G \times G$; die Elemente von R sind geordnete oder ungeordnete Paare jl; jedes dieser Paare jl ist eine Linie des Graphen G.
Wenn eine Linie r die Punkte j und l verbindet, werden j und l Endpunkte dieser Linie genannt. Wenn eine Linie von j nach j geht, wird sie als Zirkel bezeichnet.

Ein Graph wird vollständig genannt, wenn alle jl direkt untereinander durch Linien in Beziehung stehen; ein Graph heißt verbunden, wenn alle j und l über beliebig viele Linien verbunden sind. In Abbildung 16 werden eine Reihe von Graphen dargestellt.

Abb. 16 Veranschaulichung unterschiedlicher Graphen



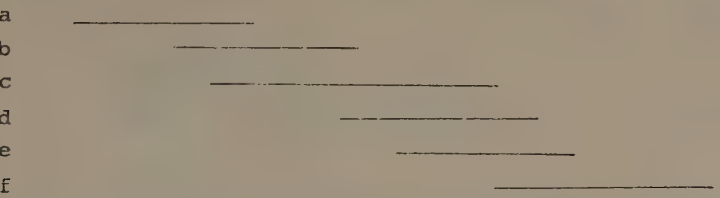
4 stellt einen vollständigen Graphen dar; 1,3,4,5 und 6 sind verbundene Graphen. Daran wird deutlich, daß alle vollständigen Graphen verbunden sind, jedoch die Umkehrung dieses Satzes nicht gilt. In den Graphen 1 und 2 befinden sich Zirkel, d.h. Linien von j nach j.
Wenn ein Punkt j über n Linien mit einem Punkt i verbunden ist, wird diese Verbindung ein Weg von der Länge n genannt (in Graph 1 hat ein Weg von e nach d mindestens die Länge 3).
Ein Graph, in dem alle Punkte durch Zirkel mit sich selbst direkt verbunden sind, wird reflexiv genannt, Graph 1 bildet eine reflexive, symmetrische und nicht-transitive Relation über a,b,c,d,e ab; ein solcher Graph kann die Abbildung einer Ähnlichkeitsstruktur sein.

Wie in Graph 5 gezeigt, ist mit Graphen auch die Abbildung einer nicht-symmetrischen Relation möglich, solche Graphen nennt man aus naheliegenden Gründen gerichtete Graphen, sie bilden z.B. Dominanzrelationen (Hackordnungen) oder Assoziationsketten ab.

Eine Gewichtung der Linien ist ebenfalls möglich; in der Abbildung 1 ist Graph 6 ein solcher gewichteter Graph, bei dem die '+' und '-' z.B. 'mögen' bzw. 'nicht mögen' als empirische Interpretation haben können.
Eine Rangordnung der Linien eines Graphen (s. Abb.16 Graph 7) ist ebenfalls in bestimmten Zusammenhängen sinnvoll, etwa bei der graphentheoretischen Darstellung von Urteilen bei Skalierungsexperimenten, und erlaubt so z.B. eine Metrisierung des eindimensionalen Urteilskontinuums, das diesem Graphen zugrundeliegt oder - falls die Urteile aufgrund der Kombination mehrerer unabhängiger Kontinua zustandekommen (= mehrdimensionaler Fall) - kann z.B. mit Hilfe des KRUSKAL-Algorithmus die Menge der mehrdimensionalen Konfigurationen bestimmt werden, die mit diesem geordneten Graphen kompatibel ist.

Eine andere Anwendung der Graphentheorie in der Skalierung basiert auf Theoremen über Intervall-Graphen (GILMORE/HOFFMANN, 1962; HARARY, 1964). Die Punkte eines Intervallgraphen stehen für Intervalle auf der Achse der reellen Zahlen, die nur dann durch Linien verbunden sind, wenn sich die Intervalle überschneiden (siehe Abb. 17).

Abb. 17 räumliche Darstellung überlappender Intervalle



Der die Familie von Intervallen in Abb. 17 abbildende Graph ist in Abb. 18 gezeigt.

Abb. 18a Intervallgraph zu Abb. 17

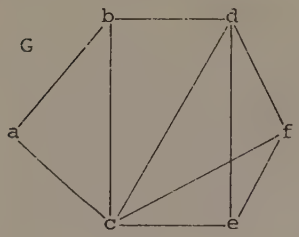
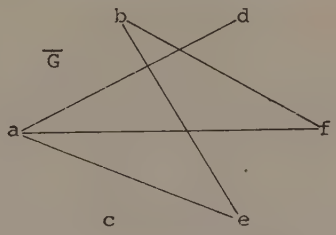


Abb. b komplementärer Graph zu Abb. 18 a



Die Identifikation eines Intervallgraphen ist ohne Kenntnis der zugrundeliegenden Intervalle mit Hilfe einiger Definitionen möglich.

(1) Zu jedem Graphen G gibt es einen komplementären Graphen $\overline{G}$, in dem nur Linien zwischen Punkten bestehen, die in G nicht durch Linien verbunden sind.

(2) Ein Weg von der Länge 4, in dem die beiden Endpunkte zusammenfallen, wird ein vierseitiger Ring genannt (in Abb. {a,b,d,c,}, {d,e,c,b} , {c,d,f,e }).

(3) Eine Linie, die in einem vierseitigen Ring zwei nichtaufeinanderfolgende Punkte verbindet, wird Diagonale genannt (in Abb. 18a {b,c} , {d,c,} {d,e} und {c,f}).

(4) Ein Ring, der sich aus einer ungeraden Zahl von Linien zusammensetzt, wird ungerade genannt.

(5) Ein Dreieckszug ist ein Weg von der Länge 2, der zwei durch eine Linie des Ringes verbundenen Punkte über einen dritten verbindet.

Theorem (siehe GILMORE/HOFFMANN, 1962 oder LEKKERKERKER/BOLAND, 1962)

Ein Graph ist dann und nur dann ein Intervallgraph, wenn jeder vierseitige Ring in G mindestens eine Diagonale hat, und jeder ungerade Ring in seinem Komplement $\bar{G}$ einen Dreieckszug besitzt.

Die Punkte in einem Intervall-Graphen können z.B. Reizkonfigurationen in einem Skalerungsexperiment nach der Konstanz-Methode bzw. Paarvergleich sein, die Linien repräsentieren dann 'gleich'-Urteile.+

Ein weiteres Anwendungsgebiet der Graphentheorie beruht darauf, daß man für gegebene Graphen die Wahrscheinlichkeit ihres Zustandekommens unter der Zufallshypothese bestimmen kann(ERDÖS/RENYI, 1959, S. 291;RAPOPORT et al., 1966;RAPOPORT/FILLENBAUM, 1971, 1972).

Da sich nun Urteile, wie sie z.B. der mehrdimensionalen, nichtparametrischen Skalierung zugrundeliegen, als Graphen darstellen lassen, ist es möglich, bei gegebenen Urteilen festzustellen, ob sie auf Zufall oder regelmäßige Anwendung von Kombinationsregeln in der Art von Distanzfunktionen zurückzuführen sind.
Diese Anwendung der Graphentheorie wurde erstmals von RAPOPORT und FILLENBAU(1971) angewendet; in der hier vorliegenden Arbeit wurde mit Hilfe dieser Methode die Daten der Vorversuche analysiert.
Gegeben sei ein Graph aus n Punkten mit p Linien $G_{n,p}$; dann ist die Wahrscheinlichkeit, daß von j genau i Linien ausgehen

$$P(d_j=i) = \frac{\binom{n-1}{i} \cdot \binom{\binom{n-1}{i}}{p-i}}{\binom{\binom{n}{2}}{p}}$$

Der Erwartungswert für die Anzahl der Ringe mit genau q Linien $(q \geq 3)$ g_q

$$E(g_q) = \frac{(q-1)! \cdot \binom{n}{q} \cdot \binom{\binom{n}{2}-q}{p-q}}{2 \cdot \binom{\binom{n}{2}}{p}}$$

+Erst zur Zeit der Schlußkorrektur stand dem Verf. das Journal of Mathematical Psychology zur Verfügung; im Band 7 (1970) findet sich ein Artikel von Fred S.ROBERTS (On intransitive indifference, S. 243-258) in dem sich die Anwendung des Intervallgraphen-Theorems auf 'Gleich'-Urteile findet.

Der einfachste Test für die Nullhypothese ist die Prüfung, ob die Anzahl der Punkte mit nur einer Linie in einem Graphen $m_{n,p}$ nur zufällig vom Erwartungswert abweicht.

Der Erwartungswert ist

$$\mathcal{E}(m_{n,p}) = n \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-2} \quad \text{und}$$

die Standardabweichung

$$S(m_{n,p}) = \left[(n^2 - n) \cdot \left(1 - \frac{2}{n}\right)^{n-2} + n\left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-2} - n^2 \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{2n-4} \right]^{1/2}$$

(RENYI, 1959, S. 80-81)

Mit diesem Vorgehen ist es allerdings nicht möglich, dazwischen zu unterscheiden, ob die Verteilung aller Urteile nicht von einer zufälligen Zuordnung abweicht, oder ob dieses scheinbare Fehlen einer gesicherten Struktur darauf zurückzuführen ist, daß in verschiedenen Versuchspersonengruppen konsistente Strukturen vorliegen, die nicht miteinander zu vereinbaren sind.
In den im Hauptteil referierten Untersuchungen ist versucht worden, Versuchspersonen mit unterschiedlichem Urteilsverhalten durch Interkorrelation der individuellen Urteilsmatrizen und anschließender hierarchischer Clusterung zu identifizieren.

5. Klassifikatorische Modelle

Während in den Modellen der mehrdimensionalen Skalierung und der Faktorenanalyse der zu analysierende Ordnungsraum als stetig angenommen wird und auftretende 'Löcher' dieses Konzept des Ordnungsraums infragestellen (siehe TORGERSON, 1968), basieren die klassifikatorischen Modelle gerade darauf, daß der Ordnungsraum aus Äquivalenzklassen (erschöpfend, aber möglicherweise nicht disjunkt) aufgebaut ist und die Konzeption der leeren Stellen (= nicht denk- bzw. vorstellbare Konstellationen, z.B. ein Vater, auf den der Begriff 'Blutsverwandter' nicht zutrifft) für diese Ordnungsvorstellung konstitutiv (siehe DEGERMAN, 1970) sind.

Die verschiedenen Methoden und zugrundeliegenden Modelle zur Klassifikation von Objekten lassen sich nach zwei Gesichtspunkten ordnen (siehe Tabelle 2).

Tabelle 2 Schematische Anordnung von Klassifikationsverfahren

	disjunkte Klassen	nicht-disjunkte Klassen
sequentielle Partition in Klassen und Oberklassen	Minimum-und Maximummethode (JOHNSON, 1967) MIN+MAX-Methode (HUBERT, 1972) Klasse der Clustermethoden mit verschiedenen η-Parametern (SOKAL/SNEATH 1963)	hierarchische Cliquenmethode (PEAY, 1970)
simultane Partition	Latente Partitionsmodelle (EVANS,1970) Modelle (1) und (2) DEGERMANs (1970) Modell der orthogonalen Zerlegung des Ordnungsraumes	Modell (3) von EVANS (1970) 'category-focusing-model'

Im Folgenden sollen die Modelle aus dieser Tabelle vorgestellt werden.

Allen Modellen ist gemeinsam, daß sie ausgehen von einer ungeordneten Objektmenge $O = \{ o_1,\ldots,o_j,\ldots, o_1,\ldots,o_n \}$ und einer Merkmalsmatrix für die Objekte $V_{(n\times p)}$ (p = Anzahl der Merkmale) bzw. einer Ähnlichkeits- oder Distanzmatrix für das cartesische Produkt $O\times O$. Mit Hilfe der Verfahren wird O derart in Untermengen aufgeteilt $O \rightarrow \{O_1 \ldots O_i \ldots O_k\}$, daß die Objekte in ein und derselben Untermenge in einem durch das jeweilige Modell definiertem Sinne mehr zusammengehören als Objekte verschiedener Untermengen. Die Aufteilung in Untermengen wird solange fortgesetzt, bis

$$\bigcup_{i=1}^{k} O_i = O.$$

Im Folgenden wird versucht, eine möglichst einheitliche Symbolik zu verwenden, die sich in etwa an WATANABE (1972) orientiert.

5.1. Latente Klassen-Modelle

Ausgehend von Klassifikationsaufgaben, wie sie dem Free-Card-Sorting (SHIPSTONE, 1960; MANDLER/PEARLSTONE, 1966; MILLER, 1969; BURTON, 1972) zugrundeliegen, entwickelt WILEY (1967) ein Verfahren, um von den manifesten Kategorien der Beurteiler zu den 'wahren' latenten Kategorien zu kommen. Praktisch geht er so vor, daß er ein und denselben Objektbereich von jedem Beurteiler mehrfach klassifizieren läßt, jede Klassifikation als von Zufallsfehlern überlagerte Realisation der wahren latenten Klassifikation annimmt und diese mit Hilfe der unabhängigen Cluster-Lösung von HARRIS und KAISER (1964) bestimmt.

EVANS (1970 a,b) erweitert bzw. modifiziert WILEYs Modell und kommt so zu drei Modellen:

(1) Single Latent Partition,
in der die Beurteiler als Stichprobe einer Population angesehen werden, der eine 'wahre' Klassifikation zugeordnet ist, die mit Hilfe einer Schätzung der Fehlklassifikationswahrscheinlichkeiten aufgrund der beobachteten Klassifikationen bestimmt wird.

(2) Complete Multiple Partition,
wobei angenommen wird, daß jedes Objekt Träger mehrerer Merkmale ist und die Beurteiler sich darin unterscheiden, welches Merkmal sie zur Grundlage ihrer Klassifikation nehmen. Bei n Merkmalen sind damit $\binom{n}{2}$ 'wahre' Klassifikationen möglich. Schwierigkeiten entstehen bei diesem Modell, wenn Versuchspersonen ihrer manifesten Klassifikation gewichtete Kombinationen zugrundelegen.
Da der Algorithmus zur Analyse nach diesem Modell auf der Faktorenanalyse beruht, beinhaltet auch dieses Modell das für dieses kritische Dilemma der gegenseitigen Abhängigkeit von 'wahrer' Dimensionenzahl und 'wahren' Kommunalitäten.

(3) Category Focusing;
hier liegt ein Modell vor, das m.E. am ehesten dem beobachteten Urteilsverhalten entspricht. Es wird davon ausgegangen, daß jede Versuchsperson bei den Objekten beginnt, die für sie evidentermaßen zusammengehören. Mit dieser Operation hat der Beurteiler gleichsam ein Bezugssystem gebildet, das er nun anwenden kann, um über die Zusammengehörigkeit von Objekten zu entscheiden, über die er nicht von vornherein subjektive Sicherheit besitzt.

Bei m Versuchspersonen sind m verschiedene Ausgangscluster möglich; es hat sich jedoch bei der Anwendung des Modells gezeigt, daß tatsächlich nur eine sehr viel geringere Anzahl von 'latenten Kategorien' zur Erklärung dieser m Ausgangscluster herangezogen werden muß.

Da sich jedoch die Beurteiler ausschließlich auf ihre persönlichen Evidenzerlebnisse bei der Bildung von Ausgangsclustern verlassen können, ist es plausibel, daß ein und dasselbe Objekt von verschiedenen Beurteilern verschiedenen Kategorien zugeordnet wird. Eine Konsequenz dieser Tatsache ist, daß die Kategorien nicht disjunkt sind und die Matrix der Kategorienzugehörigkeit von Objekten Wahrscheinlichkeiten anstelle von (o;1)-Eintragungen enthält.

Die statistischen Probleme der drei Modelle - insbesondere die Bestimmung der Anzahl der bedeutsamen Kategorien - lassen sich mit Hilfe der von WOLFE (1970) entwickelten Methode zur Analyse von Daten, die durch Mischung von Verteilungen mit unterschiedlichen Parametern entstanden sind, leichter handhaben, allerdings setzt auch diese Methode Unabhängigkeit der Urteile voraus.

5.2. Kombination von Clusteranalyse und räumlicher Darstellung

Nach KRUSKAL (1972) gibt es vier Beziehungen zwischen Clusteranalyse und mehrdimensionaler Skalierung (bzw. bei Vorliegen von Korrelationen: Faktorenanalyse[+])

(1) Clusteranalyse zur Interpretation von Ergebnissen aus mehrdimensionalen Skalierungen
(2) Clusteranalyse und mehrdimensionale Skalierung werden parallel angewendet
(3) Mehrdimensionale Skalierung wird benutzt, um Unähnlichkeitsmatrizen vor der Clusteranalyse von Zufallsfehlern zu reinigen
(4) Mehrdimensionale Skalierung wird zur räumlichen Darstellung von Clustern benutzt.

Diese Verbindungen stellen lediglich Verbesserungen der Datenreduktion durch mehrdimensionale Skalierung oder Clusteranalyse dar, ein Urteilsmodell wird damit nicht impliziert.
Eine Ausweitung dieser Kombinationen auf ein Urteilsmodell hin findet sich bei DEGERMAN (1970). Er geht von der Überlegung aus, daß sich Objekte, die einerseits dimensional darstellbar sind und die andererseits in disjunkte Klassen unterteilt werden können, in einem Raum E^k darstellen lassen, der aus zwei orthogonalen Unterräumen besteht, G^{k-q}, dem Raum der Variation bzw. Distanzen zwischen den Klassen , und Q^q, dem Raum der Distanzen innerhalb der Klassen ($q < k$).
Die übliche mehrdimensionale Skalierung ist dann ein Sonderfall dieses Modells mit $q = k$, was gleichbedeutend mit der Aussage ist, daß alle Objekte ein Cluster

---

[+] Bei SOKAL/SNEATH (1963) findet sich eine Reihe von Faktorenanalysen zur 'Säuberung' der Daten und anschließenden Clusterprozeduren; neuerdings hat HARMAN (1972) eine Hybridmethode aus Faktorenanalyse und Clusteranalyse entwickelt.

bilden. Wenn Q und G orthogonal sind, dann bildet ihre direkte Summe $Q^q + G^{k-q} = E^k$ den gesamten k-dimensionalen euklidischen Raum. Für den Fall, daß $q = 0$, ergibt sich eine reine Clusterstruktur ohne Variation innerhalb der Cluster.

Die Distanzen zwischen den Zentroiden der Klassen spiegeln die Unähnlichkeit der Klassen wider. Für den Fall von disjunkten Nominalklassen sind z.B. die Klassenzentroide äqidistant und befinden sich an den Knoten eines regelmäßigen (k-q) dimensionalen Simplex; wenn die Ähnlichkeiten zwischen den Klassen unterschiedlich groß sind, liegen die Zentroide auf den Knoten eines unregelmäßigen Simplex.

Im Falle einer reinen Clusterstruktur fallen alle Objektrepräsentanten einer Klasse in einem Punkt, dem Zentroid, zusammen; beim Vorliegen von Variation innerhalb der Klassen fallen lediglich die Projektionen von E^k in G^{k-q} in einem Punkt zusammen. Die Annahme DEGERMANs (1970, S. 477), daß in diesem Falle die Punkte auf Sphäroiden liegen, widerspricht seinem Modell.

6. Hierarchische Modelle

Im Gegensatz zu den bisher besprochenen Modellen werden bei den hierarchischen Verfahren mehrfach Clusterungen durchgeführt und zwar so, daß das Kriterium zur Bildung eines Clusters bei jedem neuen Schritt soweit gelockert wird, daß gerade mindestens ein neues Cluster gebildet werden kann.

Wenn es sich um Daten handelt, in denen allen verwendeten Ähnlichkeitsurteilen oder Distanzschätzungen aus Verhaltensunterschieden die gleiche Hierarchie zugrundeliegt und keine Fehler vorhanden sind, liefern alle Modelle exakt die gleichen Ergebnisse.

Im Normalfall wird man jedoch diese Übereinstimmung nur in geringem Maße finden, wobei die Höhe der Übereinstimmung zwischen den Ergebnissen der verschiedenen Verfahren einen Hinweis auf die Adäquatheit des hierarchischen Modells gibt. Die untere Grenze der Übereinstimmung liegt vor, wenn lediglich Anfangskonfiguration, Bildung des ersten Clusters und Endkonfiguration übereinstimmen. In der Anfangskonfiguration bildet jedes Objekt ein triviales Cluster, das erste Cluster wird aus den beiden Objekten mit größter Ähnlichkeit oder kleinster Distanz gebildet und in der Endkonfiguration bilden alle Objekte ein Cluster; in diesen Schritten ist eine Übereinstimmung zwischen den Verfahren notwendigerweise gegeben.

6.1. Hierarchische Modelle mit disjunkten Clustern

Gegeben sei die Objektmenge $O = \{o_1,\ldots,o_i,\ldots,o_j,\ldots$ $\ldots o_l,\ldots,o_n\}$; diese Objektmenge ist der Menge der trivialen Cluster $C_o = \{C_{o1},\ldots,C_{oj},\ldots,C_{ol},\ldots,C_{on}\}$ äquivalent. Über das cartesische Produkt von O ist eine Distanzmatrix $D_o = [d_{jl}]$ definiert.
Im ersten Schritt des Verfahrens werden die beiden Objekte mit $\underset{j,l}{MIN}\ (d_{jl})$ zu einem Cluster $C_1 = \{o_j, o_l\}$ zusammengefaßt; es wird dann eine neue Distanzmatrix D_1 berechnet, in der j und l gleiche Distanzvektoren haben. In der Bestimmung der Distanzen zwischen nichttrivialen Clustern unterscheiden sich die verschiedenen Verfahren:

(1) im 'single linkage' - oder Minimum-Verfahren - sind die Distanzen zwischen einem Cluster, bestehend aus den Objekten o_j und o_l, zu einem Objekt o_i gleich der kleineren der Distanzen d_{ij} und d_{il}; allgemein: die Distanz zwischen zwei Clustern ist gleich der minimalen Distanz zwischen je einem Objekt aus den Clustern (SOKAL/SNEATH, 1963; JOHNSON, 1967).

(2) im 'complete linkage' - oder Maximum-Verfahren - ist die Distanz zwischen zwei Clustern gleich der größten Distanz zwischen je einem Objekt aus den verschiedenen Clustern (SOKAL/SNEATH, 1963; JOHNSON, 1967).

(3) in der MIN+MAX-Methode wird das arithmetische Mittel der größten und der kleinsten Interdistanz zur Distanz zwischen den Clustern (HUBERT, 1972).

(4) in der 'average linkage'-Methode wird das arithmetische Mittel von allen Distanzen zwischen den beiden Clustern verwendet (SOKAL/SNEATH, 1963).

LANCE/WILLIAMS (1967) haben gezeigt, daß sich die Distanzbestimmungen lediglich durch den Parameter η unterscheiden:

$$d_{i(jl)} = \underset{jl}{MIN}\,(d_{ij},d_{il}) + \eta\left(\left|d_{ij} - d_{il}\right|\right)$$

η nimmt beim 'single linkage'-Verfahren den Wert 0, bei der MIN-MAX-Methode bzw. dem 'average linkage'-Verfahren den Wert 1/2 bzw. 1/p (p = Anzahl der Distanzen zwischen den Clustern) und bei den 'complete linkage'-Verfahren den Wert 1 an.

Die Verfahren (1) und (2) sind gegenüber monotoner Transformation der Distanzmatrix D_o invariant (JOHNSON, 1967).
Aufgrund der Distanzmatrix D_1 wird eine erneute Clusterung durchgeführt, die Distanzmatrix D_2 berechnet usw., bis die Endkonfiguration erreicht ist.
Jedes Cluster ist außer durch den Clusterschritt auch durch die minimale Distanz gekennzeichnet, die zu seiner Bildung genügt, diese minimale Distanz eines Clusters wird verschiedentlich 'diameter' genannt.

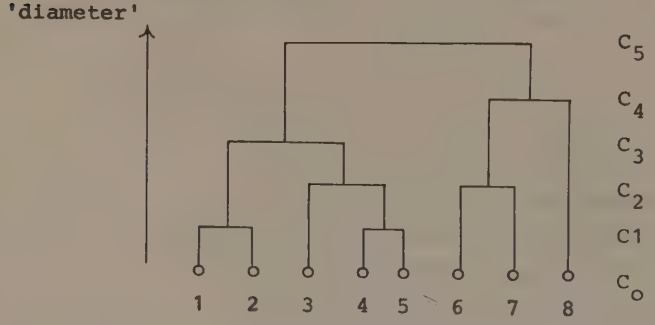
Wenn $\bigcup_{h}^{m} C_h = \sigma$ und außerdem für alle Cluster gilt:
$\left(C_h \cap C_{h+i} \neq \emptyset\right) \Leftrightarrow \left(C_h \subset C_{h+i}\right)$ $(i \in \mathbb{N},\ i \geq 1)$, dann bilden die Distanzen zwischen den Objekten eine Ultrametrik, in der anstelle der Dreiecksungleichung das folgende Axiom gilt: $d_{jl} \leq \underset{i}{MAX}(d_{ji};d_{li})$.

Aus diesem Distanzaxiom geht für die geometrische Anordnung von Objektrepräsentanten hervor, daß jeweils drei Punkte ein gleichseitiges Dreieck bilden mit $\gamma = 60^{o}$ (wobei γ der Winkel zwischen den gleichen Schenkeln ist).

Aus dieser Bedingung geht hervor, daß bei Vorliegen einer Ultrametrik n Punkte nur in einem (n-1)-dimensionalen Raum dargestellt werden können und zwar innerhalb eines (n-1)-dimensionalen Hypertetraeders ((n-1) dimensionalen regelmäßigen Simplex).

Für Objektmenge O, deren Interdistanzen eine Ultrametrik bilden, gibt es eine eindeutige Abbildung in ein Baumdiagramm (siehe Abb. 19).

Abb. 19 Baumdiagramm einer Objektmenge mit ultrametrischen Interdistanzen



Um bestimmen zu können, ob ein bestimmtes Cluster C_h eine Anordnung aufgrund der Distanzen so bildet, daß der Zusammenhang der Objekte innerhalb des Clusters größer wird, als es von einer zufälligen Anordnung gleichen Umfangs zu erwarten wäre, hat JOHNSON (1968) für Clusteranalysen den Index $\lambda_{k,n} = \bar{R}_m(k,n) - \bar{R}_i(k,n)$ gebildet, dabei entspricht $\bar{R}$ (k,n) dem Mittelwert der (2^k) Distanzen bzw. der Rangplätze von Distanzen in dem fraglichen Cluster vom Umfang und $\bar{R}_i$ (k,n) entspricht dem Mittelwert der $k \cdot (n-k)$ Distanzen (bzw. der Rangplätze von Distanzen) von den Objekten des Clusters zu anderen Objekten.

Dieser Index kann auf Signifikanz geprüft werden, indem man den Erwartungswert für $\lambda_{k,n}$ aus den $\binom{n}{k}$ möglichen Partitionen gleichen Umfangs bestimmt und desgleichen die Standardabweichung, so daß sich ein z-Wert berechnen und auf Signifikanz prüfen läßt:

$$z_{k,n} = \frac{\lambda_{k,n} - E(\lambda_{k,n})}{s_{\lambda_{k,n}}}$$

Mit Hilfe der TSCHEBYSCHEFFschen Ungleichung (siehe MESCHKOWSKI, 1966) ist eine konservative Signifikanzprüfung möglich:

Aus $p\left[\left|\lambda_{k,n} - E(\lambda_{k,n})\right| \geq z_{k,n} \cdot s_{\lambda_{k,n}}\right] = \frac{1}{z^2_{k,n}}$

läßt sich für $p(\alpha) \leq 0.05$ als kritischer z-Wert $\sqrt{20} = 4.47$ bestimmen.
Eine genauere Überprüfung der Formel zur Bestimmung von λ zeigt, daß bei dieser Prüfung grundsätzlich 'average linkage'-Lösungen die besseren Ergebnisse liefern werden.

Die Abweichung der urpsrünglichen Distanzen von den ultrametrischen Distanzen läßt sich auch mit Hilfe der Rangkorrelation beider bestimmen, wobei die hohe Anzahl gleicher Rangplätze bei den ultrametrischen Distanzen der Korrelation eine obere Grenze unterhalb von +1 setzt.

6.2. Hierarchische Cliquenanalyse

Während hierarchische Cluster-Modelle eine vorgegebene empirische Distanzmatrix aufgrund der Bedingung $(C_h \cap C_{h+i}=\emptyset) \Leftrightarrow (C_h \subset C_{h+i})$ verändern müssen, um eine Baumdarstellung zu ermöglichen, wobei die Algorithmen Minimum-, Maximummethode o.ä. zur Anpassung der Daten an das Modell häufig zu unterschiedlichen Bäumen führen, insbesondere, wenn die Daten nicht dem Modell entsprechen, ist es möglich, mit Hilfe von hierarchischen Cliquen (= nichtdisjunkte und nicht notwendigerweise inklusive Cluster (DOREIAN, 1969; PEAY, 1970 a, 1970 b) eine isomorphe Abbildung empirischer Daten in einen Graphen mit hierarchischen Eigenschaften zu überprüfen.

Hier soll der Ansatz von PEAY dargestellt werden und anhand künstlicher Daten mit Ergebnissen von hierarchischen Clusteranalysen verglichen werden.

Wie bei den anderen Methoden ist der Ausgangspunkt der Analyse eine Matrix von Unähnlichkeiten (nicht notwendigerweise Distanzen). Die Unähnlichkeit zwischen zwei Objekten O_j und O_l wird als numerisch bewertete Linie (d_h) zwischen den Punkten j und l eines Graphen G interpretiert.

Definition: Eine Clique eines Graphen G ist ein maximaler vollständiger Untergraph von G für eine gegebene maximale Bewertung der Linien, mit anderen Worten: eine Clique ist eine Untermenge von Objekten derart, daß keine der paarweisen Unähnlichkeiten einen bestimmten Kriteriumswert überschreitet und es kein Objekt außerhalb der Clique gibt, dessen Unähnlichkeit zu allen Objekten in der Clique den Kriteriumswert unterschreitet.

Aus dieser Definition lassen sich Anfangs- und Endkonfiguration der hierarchischen Cliquen bestimmen.

Wenn alle bewerteten Linien über dem Kriterium liegen, ist G ein Nullgraph und jeder Punkt bildet eine Clique. Wenn alle bewerteten Linien unter dem Kriterium liegen, ist G ein vollständiger Graph und alle Punkte bilden eine Clique.

Indem die vorliegenden numerischen Bewertungen - von der kleinsten angefangen bis zur größten - als Kriterien zur sukzessiven Bestimmung der Cliquen herangezogen werden, ist die Menge von Cliquen für einen gegebenen numerisch bewerteten Graphen eindeutig.

Daher stimmen die verschiedenen Algorithmen zur Bestimmung einer hierarchischen Cliquenstruktur in ihren Ergebnissen vollständig überein.

Da eine Diskrepanz zwischen empirischen Daten und einer hierarchischen Cliquenstruktur nicht auftreten kann, handelt es sich hierbei ausschließlich um ein deskriptives Modell ohne Datenreduktion.

Das Vorgehen beim sukzessiven Aufbau einer hierarchischen Cliquenstruktur soll hier anhand des Überganges von einem Graphen G_h (bestehend aus n Punkten und $k < \binom{n}{2}$ Linien mit Bewertungen $d_{jl} \leq d_h$) zu einem Graphen G_{h+1} (bestehend aus mindestens h + 1 Punkten und mindestens k + 1 Linien mit Bewertungen $d_{jl} \leq d_{h+1}$) gezeigt werden.

Gegeben sei G_h und die Menge der Cliquen in Graph G_h, $\mathcal{C}_n = \{c_i\}$

Der neue Graph G_{n+1} wird durch Hinzufügung alle Linien $\overline{jl}$ mit einer Bewertung $d_h < d_{jl} \leq d_{h+1}$ gebildet.

Die Menge der Cliquen in G_{h+1}, $\mathcal{C}_{h+1}$, wird wie folgt bestimmt:

(1) Wenn $C_i \subset \mathcal{C}_h$, dann $C_i \subset \mathcal{C}'_{h+1}$, wobei $\mathcal{C}'_{h+1}$ die Menge aller vollständigen Subgraphen in G_{h+1} ist.

(2) Für alle Cliquen C_i und $C_{i'}$ gilt paarweise: wenn $o_j \in C_i$ und $o_i \in C_{i'}$, sowie $d_{jl} \leq d_{h+1}$, dann ist die Clique $\{o_j, o_i\} \cup \{C_i \cap C_{i'}\} \subset \mathcal{C}'_{h+1}$.

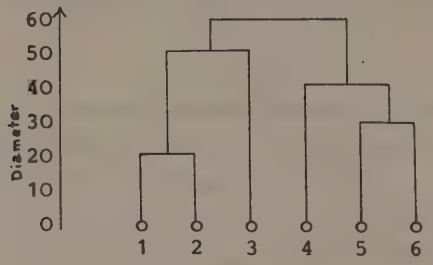
(3) $\mathcal{C}_{h+1}$ ist die Menge der maximalen Elemente von $\mathcal{C}'_{h+1}$.

Wenn $c_i \subset \mathcal{C}_{h+1}$, dann $c_i \subset \mathcal{C}_{h+1}$, es sei denn $c_i \subset c_i, \subset \mathcal{C}_{h+1}$.

6.3. Vergleich von hierarchischen Cliquen mit hierarchischen Clusteranalysen

Ausgehend von einer fehlerfreien hierarchischen Struktur (siehe Abb. 20), die durch die ultrametrischen Distanzen in Tabelle 3 wiedergegeben wird, soll untersucht werden, wie die verschiedenen Verfahren nach einer Fehlerüberlagerung der Distanzen die Struktur rekonstruieren.

Abb. 20 Fehlerfreie ultrametrische hierarchische Struktur



Dieser hierarchischen Struktur ist die folgende ultrametrische Distanzmatrix eindeutig zugeordnet.

Tab. 3 Ultrametrische Distanzen zwischen den Objektrepräsentanten

	1	2	3	4	5	6
1	0	20	50	60	60	60
2	20	0	50	60	60	60
3	50	50	0	60	60	60
4	60	60	60	0	40	40
5	60	60	60	40	0	30
6	60	60	60	40	30	0

Eine Überlagerung dieser Distanz mit nichtkorrelierenden Zufallsfehlern mit der Verteilung N (o;5) ergibt, auf- bzw. abgerundet, die folgende Matrix der fehlerbehafteten Distanzschätzungen zwischen den Objektrepräsentanten (Tab. 4).

Tab. 4 Fehlerüberlagerte Distanzschätzungen

	1	2	3	4	5	6
1	o	22	5o	68	65	67
2	22	o	55	66	53	57
3	5o	55	o	67	58	53
4	68	66	67	o	36	4o
5	65	53	58	36	o	37
6	67	57	53	4o	37	o

Aus dieser Distanzmatrix soll die hierarchische Struktur mit Hilfe des 'single-linkage' (bzw. Minimum-) Verfahrens+, des 'complete linkage' (bzw. MAXIMUM-) Verfahrens+ und der hierarchischen Cliquenanalyse rekonstruiert werden, wobei das Ergebnis der letzteren als eine Art Null-Fall angesehen werden muß, da in ihr eine eindeutige Abbildung der fehlerüberlagerten Distanzmatrix vorliegt. Die Ergebnisse werden in Tabelle 5 gegenübergestellt.

+MINIMUM- und MAXIMUM-Verfahren werden gewählt, weil sie die beiden Extremfälle der Algorithmen für die Konstruktion hierarchischer Clusterstrukturen darstellen (n = o; n = 1).

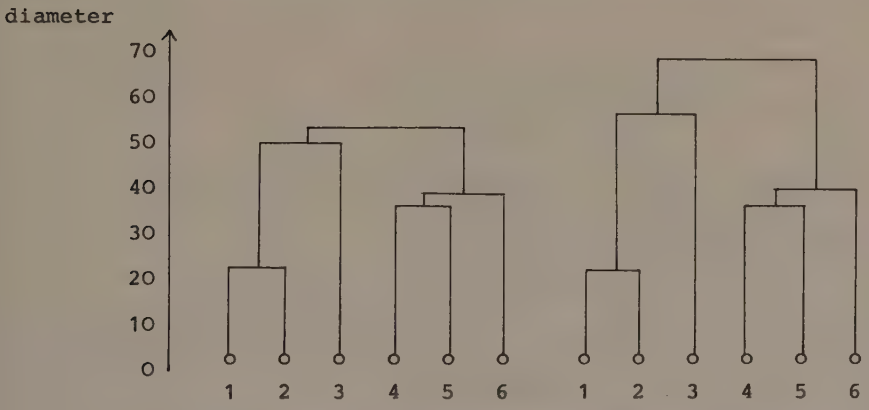
Tabelle 5 Partitionierungen der Objektmengen bei den verschiedenen Algorithmen

Diameter bzw. Kriterium für die numerische Bewertung der Linien	'single linkage'- bzw. MINIMUM-Verfahren	'complete linkage'- bzw. MAXIMUM-Verfahren	hierarchische Cliquenstruktur (aufsteigendes Verfahren)
<22	{1}{2}{3}{4}{5}{6}	{1}{2}{3}{4}{5}{6}	{1}{2}{3}{4}{5}{6}
22	{1,2}{3}{4}{5}{6}	{1,2}{3}{4}{5}{6}	{1,2}{3}{4}{5}{6}
36	{1,2}{3}{4,5}{6}	{1,2}{3}{4,5}{6}	{1,2}{3}{4,5}{6}
37	{1,2}{3}{4,5,6}		{1,2}{3}{4,5}{5,6}
40		{1,2}{3}{4,5,6}	{1,2}{3}{4,5,6}
50	{1,2,3}{4,5,6}		{1,2}{1,3}{4,5,6}
53	{1,2,3,4,5,6}		{1,2}{1,3}{2,5}{3,6}{4,5,6}
55		{1,2,3}{4,5,6}	{1,2,3}{2,5}{3,6}{4,5,6}
57			{1,2,3}{2,5}{3,6}{4,5,6}
58			{1,2,3}{2,3,5,6}{4,5,6}
65			{1,2,3}{1,5}{2,3,5,6}{4,5,6}
66			{1,2,3}{1,5}{2,3,5,6}{2,4}{4,5,6}
67			{1,2,3}{1,5,6}{2,3,4,5,6}
68		{1,2,3,4,5,6}	{1,2,3,4,5,6}

Die leeren Zeilen in der Tabelle deuten darauf hin, daß bei den entsprechenden Kriteriumswerten keine Veränderung der Cluster eintritt. Eine genauere Inspektion der Tabelle zeigt, daß die Menge der Cluster in der MAXIMUM-Methode immer eine Untermenge der Menge der maximalen Cliquen bei den jeweiligen Kriterien ist.

In der Abbildung 21 werden die Baumdiagramme gezeigt, die den Clustern in Tabelle 5 entsprechen.

Abb. 21 Rekonstruktionen der fehlerfreien ultrametrischen hierarchischen Struktur (Abb. 20) aus fehlerüberlagerten Daten mit verschieden Cluster-Algorithmen



Die Baumdiagramme zeigen, daß in diesem Fall die ultrametrischen Distanzen der beiden Verfahren monoton übereinstimmen, lediglich an einem Punkt unterscheiden sich die Rekonstruktionen von der fehlerfreien Ausgangsstruktur: die Clusterung {4,5} geschieht vor {5,6}, allerdings liegen die Unterschiede der Diameter beider Clusterungen noch innerhalb der Fehlertoleranzen.

Die Anzahl der Untermengen in einer Cliquenhierarchie m_c liefert eine Statistik zur Prüfung der Hierarchizität eines Datensatzes aufgrund der Ungleichung $m_n \leq m_c \leq m_{max}$, wobei m_n die Anzahl der Untermengen (Cluster) in einer hierarchischen Clusteranalyse ist und m_{max} die größtmögliche

Anzahl maximaler Subgraphen eines Graphen mit n Punkten und $\binom{n}{2}$ bewerteten Linien; diese Bewertungen fallen in k Klassen ($k_{max} = \binom{n}{2}$).
Die Statistik $a = m_{max} - m_c$ ist ein Index für die Angemessenheit einer hierarchischen Ordnungshypothese für einen Datensatz.

8. Literaturverzeichnis

ATTNEAVE, F. (1950) Dimensions of similarity
Amer. J. Psychol. 63, 516 - 556

BEALS, R./KRANTZ, D./ TVERSKY, A. (1968) Foundations of multidimensional scaling
Psychol. Rev. 75, 127 - 142

BURTON, M. (1972) Semantic dimensions in occupation names
in: SHEPARD/ROMNEY/NERLOVE II
55 - 72

BUSH, R.R./ MOSTELLER,F. (1951) A mathematical model for simple learning
Psychol. Rev. 58, 313 - 323

CARROL, J.D. (1972) Methods and models for multidimensional preference scaling
Vortrag Bell-Penn MDS-Workshop
Philadelphia

CARROL, J.D./CHANG,J. (1970) Analysis of individual differences in multidimensional scaling via an N-way generalization of ECKART-YOUNG-Decomposition
PSYCHOMETRIKA 35, 283 - 319

CATTELL, R.B. (1944) A note on correlation clusters and cluster search methods
PSYCHOMETRIKA 9, 169 - 184

CATTEL ,R.B. (1966) Handbook of Multivariate Experimental Psychology
Chicago, Rand McNally

COHEN, J. (1969) r_c: a profile similarity coefficient invariant over variable reflexion
Psychol. Bull. 71, 281 - 284

COLES, G.F./ STONE, L.A. (1972) A new methodological revision of EKMANs 'content' model of multidimensional similarity analysis
Multiv. Beh. Res. 7, 85 - 107

COMREY, A.L. (1950) A proposed method for absolute ratio scaling
PSYCHOMETRIKA 15, 317 - 325

CRONBACH,L.J./ GLESER, G.C. (1953) Assessing similarity between profiles
Psychol. Bull. 50, 456 - 473

DAY, P. (1965) Bezugssysteme bei Rauhigkeit (unveröff. Diplomarbeit Tübingen)

DEGERMAN, R. (1970) Multidimensional analysis of complex structure: mixture of class and quantitative variation
PSYCHOMETRIKA 35, 475 - 491

DEGERMAN, R. (1972) The geometric representation of some simple structures
in: SHEPARD/ROMNEY/NERLOVE I (1972) 194 - 212

DOREIAN,P. (1969) A note on the detection of cliques in valued graphs
Sociometry, 32, 237 - 242

EKMAN,G. (1954) Dimensions of color vision
J. Psychol. 38, 467 - 474

EKMAN, G. (1963) A direct method for multidimensional ratio scaling
PSYCHOMETRIKA 28, 33 41

EKMAN, G./LINDMAN,R. (1961) Multidimensional ratio scaling and multidimensional similarity
Rep. Psychol. Lab. Univ. Stockholm No. 103

EKMAN, G./SJÖBERG,G. (1965) Scaling
Annual Revue Psychology 451 - 474

ERDÖS,P./RENYI,A. (1959) On random graphs I
Publicationes Mathematicae 6,290-297

ERTEL,S. (1965) Standardisierung des Eindrucksdifferentials
Z. exp. ang. Psychol. 8, 177 - 208

EVANS, G.T. (1970a) The analysis of categorizing behavior
PSYCHOMETRIKA 35, 367 - 392

EVANS, G.T. (1970b) Application of a model of categorizing behavior
Multiv. Beh. Res. 5, 489 - 503

FISCHER,G./ SCHEIBLECHNER,H. (1970) Two simple methods for asymptotically unbiased estimation in RASCHs measurement model with two categories of answers
Res. Bull. Psychol. Inst. Wien No. 1

FLETCHER,R./ POWELL ,M.J.D. (1963) A rapidly convergent descent method for minimization
Computer Journal 6, 163 - 168

GILMORE,P.C./ HOFMANN,A.J. (1962) A characterization of comparability graphs and of interval graphs
Yorktown Heights: IBM Research Center

HARARY,F. (1964) A graph theoretic approach to similarity relations
PSYCHOMETRIKA 29, 143 - 151

HARMAN,H.H. (1971) How factor analysis can be used in classification
ETS-Research Bulletin 71-65

HARRIS, C.W./ KAISER, H.F. (1964) Oblique factor analytic solutions by orthogonal transformations
PSYCHOMETRIKA 29, 347 - 362

HARTIGAN, J.A. (1967) Representation of similarity matrices by trees
J. Amer. Stat. Association A62 1140 - 1158

HELM, C.E. (1959) Multidimensional ratio scaling of perceived color relations
Princeton: Univ. Educ. Service

HELMHOLTZ,H.v. (1887) Zählen und Messen erkenntnis-theoretisch betrachtet
Philosophische Aufsätze Eduard Zeller gewidmet
Leipzig: Teubner

HILBERT,D. (1918) Axiomatisches Denken
Mathem. Ann. 78, 405-415

HINZ, H.J. (1971) Aspekt und Kontext
(unveröff. Manuskript)

HOFSTÄTTER, P.R. (1959) Zur Problematik der Profilmethode
Diagnostika 5, 19 - 25

HOFSTÄTTER, P.R. (1955) Über Ähnlichkeit
PSYCHE 9, 54 - 80

HOFSTÄTTER, P.R./ LÜBBERT,H. (1958) Bericht über eine neue Methode zur Eindrucksanalyse in der Marktforschung
Psychol. Prax. 1958, 2, 71 - 76

HÖLDER, O. (1901) Die Axiome der Quantität und die Lehre vom Mass
Ber. Verh. Kgl. Sächs. Ges. Wiss. Leipzig
Math. Phys. Classe 53, 1 - 64

HORAN,C.B. (1969) Multidimensional scaling: combining observations when individuals have different perceptual structures
PSYCHOMETRIKA 34, 139 - 165

HUBERT, L. (1972) Some extensions of JOHNSONs hierarchical clustering algorithms
PSYCHOMETRIKA 37, 261 - 274

JOHNSON, S.C. (1967) Hierarchical clustering schemes
PSYCHOMETRIKA 32, 241 - 254

JOHNSON, S.C. (1968) A simple cluster statistic
(unveröff. Manuskript)

KALLINA, H. (1969) Ähnlichkeit und Aspekt
Symposionsbeitrag zur 11. Arbeitstagung exp. arbeitender Psychologen, Bern

KEKKERI,A. (1971) Zusammenfassung der Ergebnisse einer unveröffentlichten Diplomarbeit
Münster

KENDALL,M.G./ STUART, A. (1961) The Advanced Theory of Statistics
Vol. 2
New York: Hafner

KLAHR,D. (1969) Monte-Carlo-investiga-tion of statistical significance of KRUSKALs nonmetric scaling procedure
PSYCHOMETRIKA 34, 319 - 333

KÖNIG,D. (1936) Theorie der endlichen und unendlichen Graphen
Leipzig: Teubner

KRANTZ,D.H. (1968) Theory of context effects based on cross-context matching
J. Math. Psychol. 5, 1 - 48

KRUSKAL,J.B. (1964a) Multidimensional scaling by optimizing the goodness-of-fit to a nonmetric hypothesis
PSYCHOMETRIKA 29, 1 - 27

KRUSKAL,J.B. (1964b) Nonmetric multidimensional scaling: a numerical method
PSYCHOMETRIKA 29, 115 - 129

KRUSKAL,J.B. (1972a) Statistical problems in multidimensional scaling
Vortrag Bell-Penn MDS-Workshop
Philadelphia

KRUSKAL, J.B. (1972b) Clustering and Multidimensional Scaling
Vortrag Bell-Penn MDS-Workshop
Philadelphia

LANCE,G.N./ WILLIAMS, W.T. (1967) A general theory of classificatory sorting strategies I: Hierarchical systems
The Computer J. 9, 373 - 380

LEEUW, J. de (1970) The positive orthant method for nonmetric multidimensional scaling
Res. Note RN 001-70
Dept. Data Theory - Univ. Leyden

LEKKERKERKER,C.G./ BOLAND, J.C. Representation of a finite graph by a set of intervals on a real line
Fundamenta Mathematicae 51, 45 - 64

LUCE, R.D. (1961) Choice theory analysis of similarity judgements
PSYCHOMETRIKA 26, 325 - 332

MANDLER, G./ PEARLSTONE, Z. (1966) Free and constrained concept learning and subsequent recall
J. Verb. L. Verb. Beh. 5, 126 - 131

McQUITTY, L.L. (1967) A novel application of the coefficient of correlation in the isolation of both typal and dimensional constructs
Educ. Psychol. Meas. 27, 591 - 599

McQUITTY,L.L. (1971) A comparative study of some selected methods of pattern analysis
Educ. Psychol. Meas. 31, 607 - 626

McQUITTY, L.L./ CLARK,L.A. (1968) Clusters from iterative, intercolumnar correlational analysis
Educ. Psychol. Meas. 28, 211 - 238

McQUITTY,L.L./ ABELES,N./CLARK,L.A. (1970) A study of the reliability of intra-individual personality structure by iterative intercolumnar correlational analysis
Multiv. Beh. Res. 5, 159 - 176

MESCHKOWSKI,H. (1966) Mathematisches Begriffswörterbuch
Bibliographische Institut
Mannheim

MESSICK,S.J./ ABELSON,R.P. (1957) Research tools: scaling and measurement theory
Rev. Educ. Res. 27, 387 - 397

METFESSEL, M. (1947) A proposal for quantitative reporting of comparative judgements
J. Psychol. 24, 229 - 235

METZGER,W. (1941) Psychologie
Steinkopff
Dresden-Leipzig

MICKO,H.C. (1962) Die Bestimmung subjektiver Ähnlichkeiten mit dem semantischen Differential
Z. exp. ang. Psychol. 9, 242 - 280

MICKO,H.C. (1969) Parameterschätzung und Konsistenzprüfung für das semantische Differential
Bericht über den 26. Kongreß der Dt. Ges. f. Ps. Tübingen 1968
(Hg. IRLE, M.)
Hogrefe Göttingen

MICKO,H.D. (1970) A 'halo'model for multidimensional ratio scaling
PSYCHOMETRIKA 35, 199 - 228

MILLER, G.A. (1969) A psychological method to investigate verbal concepts
J. Math. Psychol. 6, 169 - 191

MINKOWSKI,H. (1896) Geometrie der Zahlen
(erste Lieferung)
Leipzig: Teubner

NOBLE, C.E. (1957) Psychology and the logic of similarity
J. General Psychol. 57, 23 - 44

OLDENBÜRGER, H. (1970) Eine mengentheoretische Interpretation der mehrdimensionalen Verhältnisschätzung
(unveröffentl. Diplomarbeit)
Münster

ORLIK, P. (1967) Eine Technik zur erwartungsgetreuen Skalierung psychologischer Merkmalsräume aufgrund von Polaritätsprofilen
Z. exp. ang. Ps. 14, 616 - 650

OSGOOD, C.E. (1952) The nature and measurement of meaning
Ps. Bull. 49, 197 - 237

OSGOOD,C.E./SUCI,G.J. (1955) Factor analysis of meaning
J. Exp. Psychol. 50, 325 - 338

OSGOOD,C.E./SUCI,G.J. TANNENBAUM, P.H. (1957) The Measurement of Meaning
University of Illinois Press
Urbana

PATNAIK, P.B. (1949) The noncentral χ^2- and F-distributions and their applications
BIOMETRIKA 36, 202 - 232

PEAY, E.R. (1970a) An iterative clique detection procedure
MMPP-Report 70-4
Ann Arbor

PEAY, E.R. (1970b) Nonmetric grouping: clusters and cliques
MMPP-Report 70-5
Ann Arbor

RAMSAY, J.O. (1969) Some statistical considerations in multidimensional scaling
PSYCHOMETRIKA 1969, 34, 167 - 182

RAO, R. (1947) Advanced Statistical Methods in Biometric Research
Wiley
New York

RAPOPORT,A./ FILLENBAUM,S. (1971) Structures in the Subjective Lexicon
Academic Press
New York-London

RAPOPORT,A./ FILLENBAUM,S. (1972) An experimental study of semantic structures
in: SHEPARD/ROMNEY/NERLOVE II (1972) 93 - 131

RAPOPORT,A./ RAPOPORT,A./ LIVANT, W.R./BOYD,J. (1966) A study of lexical graphs
Foundations of Language 2, 338 - 376

RENYI,A. (1959) Some remarks on the theory of trees.
Publications of the Math. Inst. Hung. Acad. Sc. 4, 73 - 85

RESTLE,F. (1959) A metric and an ordering of sets
PSYCHOMETRIKA 24, 207 - 220

(1961) Psychology of Judgement and Choice
Wiley
New York

ROSKAM,E.E.C.J. (1968) Metric Analysis of Ordinal Data in Psychology
Univ. of Leyden Press
Vorschoten

(1970) Method of triads for nonmetric multidimensional scaling
PSYCHOLOGIE 25, 404 - 417

ROSKAM,E.E.C.J./ LINGOES,J.C. (1970) MINISSA I: a FORTRAN IV (G) program for the smallest space analysis of square symmetric matrices
Beh. Sc. 14

SHAFTO,M. (1972) Cluster analysis by linear contrasts
ETS-Research Bulletin 72-35

SHEPARD, R.N. (1958) Stimulus and response generalization tests of a model relating generalization to distance in psychological space
J. Exp. Ps. 55, 509 - 523

SHEPARD, R.N. (1962) Analysis of proximities: Multidimensional scaling with an unknown distance function
PSYCHOMETRIKA 27, 125 - 140, 219-246

SHEPARD, R.N. (1966) Metric structures in ordinal data
J. Math. Psychol. 3, 287 - 315

SHEPARD,R.N./ ROMNEY,A.K./ NERLOVE,S.B. (Hgr.) (1972) Multidimensional Scaling - Theory and Applications in the Behavioral Sciences I: Theory II: Applications Seminar Press New York-London

SHIPSTONE, E.J. (1960) Some variables affecting pattern conception Psychol. Mon. 74, 1 - 40

SNIDER, J.G./ OSGOOD, C.E. (Hgr.) (1969) Semantic Differential Technique - a Sourcebook - Aldine Chicago

SOKAL, R.R./ SNEATH, P.H.A. (1963) Principles of Numerical Taxonomy Freeman San Francisco-London

THURSTONE,L.L. (1947) Multiple Factor Analysis University of Illinois Press Chicago

TORGERSON,W.S. (1958) Theory and Methods of Scaling Wiley New York

TORGERSON,W.S. (1968) Multidimensional representation of similarity structures in: KATZ,M.M./COLE,J.O./BARTON,W.E. (Hgr.) The Role and Methodology of Classification in Psychiatry and Psychopathology Gov. Print. Office Washington

TRYON,R.C./ BAILEY,D.E. (1970) Cluster Analysis McGraw-Hill New York etc.

WAGENAAR, W.A./ PADMOS, P. (1971) Quantitative interpretation of stress in KRUSKALs multidimensional scaling procedure Brit. J. Math.Stat. Psychol. 24 101 - 110

WATANABE, S. (1972) A unified view of clustering algorithms Proceedings IFIP-Congress 1971 North Holland Amsterdam

WILEY, D.E. (1967) Latent partition analysis
PSYCHOMETRIKA 32, 183 - 194

WOLFE, J.H. (1970) Pattern clustering by multivariate mixture analysis
Multiv. Beh. Res. 5, 329 - 350

YOUNG,G./ HOUSEHOLDER,A.S. (1938) Discussion of a set of points in terms of their mutual distances
PSYCHOMETRIKA 3, 19 - 22

ZINNES, J.L. (1969) Scaling
Annual Revue of Psychology
Palo Alto 447 - 478

Vorläufige Liste alltagssprachlicher biologischer Begriffe[+]

Dackel	Meise
Adler	Scholle
Kreuzotter	Bernhardiner
Rind	Fisch
Linde	Spatz
Kohl	Buche
Nelke	Schaf
Lebewesen	Dahlie
Fliege	Vogel
Rabe	Hornviper
Barsch	Schäferhund
Ziege	Insekt
Terrier	Karpfen
Bohnen	Wespe
Kobra	Schlange
Tier	Spaniel
Tanne	Eiche
Krähe	Lilie
Rose	Hummel
Pferd	Baum
Biene	Hecht
Erbsen	Dogge
Hering	Blume
Pflanze	Fichte
Boxer	Vieh
Wellensittich	Gemüse
Kiefer	Tulpe
Esel	Aal
Aster	Pudel
Rüben	Kastanie
Ringelnatter	Narzisse
Hund	Spitz
Mücke	Ulme
_____	Krokus

[+] nur in den Vorversuchen verwendet

Endgültige Liste alltagssprachlicher biologischer Begriffe[+]

Tanne	Eiche
Buche	Pflanze
Hund	Linde
Spitz	Bernhardiner
Hering	Blume
Hecht	Baum
Rose	Hai
Boxer	Kiefer
Dackel	Krokus
Pudel	Nelke
Aal	Fichte
Tulpe	Fisch
Lebewesen	Dogge
Tier	

[+] Zur Konstruktion der Lernlisten 1 - 5 und bei der Sortieraufgabe ('free-card-sorting' nach SHIPSTONE (1960)/ MILLER (1969) verwendet.

Lebenslauf

Am 2.11.1943 bin ich als zweites Kind des Diplom-Ingenieurs Adolf Z i m m e r und seiner Ehefrau Margarete Zimmer geb. Kleybolte in Bevensen/Krs. Uelzen geboren.
Die Grundschule besuchte ich zunächst (Ostern 1950 bis Sommer 1951) in Stade später in Hannover, wo ich dann von 1954 bis zu meiner Reifeprüfung am 2.2.1963 Schüler des naturwissenschaftlichen Gymnasiums (Tellkampf-Schule) war.

Im Sommersemester 1963 studierte ich an der Freien Universität, Berlin, die Fächer Geschichte und Germanistik.

Am 13.10.1963 trat ich in das Noviziat der Societas Jesu ein. Ab Ostern 1964 war ich - mit Ausnahme studienbedingter Unterbrechungen - Präfekt (Erzieher) im Immaculata-Colleg des Mauritius-Gymnasiums in Büren/Westf., das von Jesuiten geleitet wird.

Nach meinem Austritt aus der Gesellschaft Jesu am 29.7.1967 begann ich zum Wintersemester 1967/68 das Studium der Psychologie an der Westfälischen-Wilhelms-Universität.

Nach Erwerb des Diploms in Psychologie am 12.7.1971 (8. Fachsemester) war ich zunächst als wissenschaftliche Hilfskraft im DFG-Projekt 'Skalierung', erhielt ab 1.8.71 ein Promotionsstipendium der Studienstiftung des Deutschen Volkes und trat am 1.12.1971 als Verwalter der Dienstgeschäfte eines wissenschaftlichen Assistenten in das Psychologische Institut der Universität Tübingen ein.

Auf ein Angebot des Lehrstuhlinhabers hin wechselte ich am 1.4.1973 an den Lehrstuhl Psychologie III der Universität Regensburg.
Ich bin seit dem 16.12.1970 mit der Diplom-Psychologin Margot Zimmer-Schürings, geb. Schürings, verheiratet.

Regensburg, den 5.10.1973